

THÈSE

Pour obtenir le grade de

DOCTEUR DE L'UNIVERSITÉ DE GRENOBLE

Spécialité : **Sciences de la Terre, de l'Univers et de l'Environnement**

Arrêté ministériel : 7 Août 2006

Présentée par

Aurore Laurendeau

Thèse dirigée par **Fabrice Cotton**
et coencadrée par **Luis-Fabian Bonilla**

préparée au sein de l' **Institut des Sciences de la Terre**
et de l' **École Doctorale Terre Univers Environnement**

Définition du mouvement sismique « au rocher »

Thèse soutenue publiquement le **16 Juillet 2013**,
devant le jury composé de :

Pierre-Yves Bard

IFSTTAR, Grenoble, Président

Pascal Bernard

IPGP, Paris, Rapporteur

Luis-Fabian Bonilla

IFSTTAR, Marne la Vallée, Co-Encadrant de thèse

Fabrice Cotton

Université Joseph Fourier, Grenoble, Directeur de thèse

John Douglas

BRGM, Orléans, Examineur

Fabrice Hollender

CEA, Cadarache, Examineur

Roberto Paolucci

Polectenico di Milano, Italie, Rapporteur

Adrian Rodriguez-Marek

Virginia Tech, États-Unis, Examineur



L'objectif de cette thèse vise à améliorer la définition des vibrations (« mouvement sismique ») sur des sites « durs » (sédiments raides ou rochers) liés à des scénarios (séismes de magnitude entre 5 et 6.5, distances inférieures à 50 kilomètres) représentatifs du contexte métropolitain français.

Afin de contraindre ces mouvements sismiques sur sites « durs », une base de données accélérométriques a été construite, à partir des enregistrements accélérométriques japonais K-NET et KiK-net qui ont l'avantage d'être publiques, nombreux et de grande qualité. Un modèle de prédiction des mouvements sismiques (spectre de réponse en accélération) a été conçu à partir de cette nouvelle base. La comparaison entre modèles théoriques et observations montre la dépendance des vibrations sur sites rocheux à la fois aux caractéristiques de vitesse du site (paramètre classique décrivant la vitesse des ondes S dans les 30 derniers mètres) et aux mécanismes d'atténuation hautes fréquences (un phénomène très peu étudié jusque là). Ces résultats confirment une corrélation entre ces deux mécanismes (les sites rocheux les plus mous atténuent plus le mouvement sismique à hautes fréquences) et nous proposons un modèle de prédiction du mouvement sismique prenant en compte l'ensemble des propriétés du site (atténuation et vitesse).

Les méthodes nouvelles de dimensionnement dynamiques non linéaires (à la fois géotechniques et structurelles) ne se satisfont pas des spectres de réponse mais requièrent des traces temporelles. Dans le but de générer de telles traces temporelles, la méthode stochastique non stationnaire développée antérieurement par [Pousse *et al.* \(2006\)](#) a été revisitée. Cette méthode semi-empirique nécessite de définir au préalable les distributions des indicateurs clés du mouvement sismique. Nous avons ainsi développé des modèles de prédiction empiriques pour la durée de phase forte, l'intensité d'Arias et la fréquence centrale, paramètre décrivant la variation du contenu fréquentiel au cours du temps. Les nouveaux développements de la méthode stochastique permettent de reproduire des traces temporelles sur une large bande de fréquences (0.1-50 Hz), de reproduire la non stationnarité en temps et en fréquence et la variabilité naturelle des vibrations sismiques. Cette méthode présente l'avantage d'être simple, rapide d'exécution et de considérer les bases théoriques de la sismologie (source de Brune, une enveloppe temporelle réaliste, non stationnarité et variabilité du mouvement sismique). Dans les études de génie parasismique, un nombre réduit de traces temporelles est sélectionné, et nous analysons dans une dernière partie l'impact de cette sélection sur la conservation de la variabilité naturelle des mouvements sismiques.

Abstract

The aim of this thesis is to improve the definition of ground motion on "hard" sites (stiff soils or rocks) related to scenarios (earthquakes of magnitude between 5 and 6.5, located at distances less than 50 km) representative of the French metropolitan context.

In order to constrain the seismic motions on "hard" sites, an accelerometric database was built, from the K-NET and KiK-net Japanese recordings which have the benefit of being public, numerous and of high quality. A ground motion prediction equation for the acceleration response spectra was developed from this new database. The comparison between theoretical models and observations shows the dependence of the ground motion on rock sites in both the site velocity (classical parameter describing the S-wave velocity in the last 30 meters) and the high frequency attenuation mechanisms (a phenomenon little studied until now). These results confirm a correlation between these two mechanisms, the high frequency seismic motion is more attenuated in the case of softer rock sites.

New methods of nonlinear dynamic analysis (both geotechnical and structural) are not satisfied with the response spectra but require time histories. To generate such time histories, the non-stationary stochastic method previously developed by Pousse *et al.* (2006) has been revisited. This semi-empirical method requires first to define the distributions of key indicators of seismic motion. We have developed empirical models for predicting the duration, the Arias intensity and the central frequency, parameter describing the frequency content variation over time. New developments of the stochastic method allow to reproduce time histories over a wide frequency band (0.1-50 Hz), to reproduce the non-stationarity in time and frequency and to reproduce the natural variability of the ground motion. This method has the advantage of being simple, fast and takes into account basic concepts of seismology (Brune's source, a realistic envelope function, non-stationarity and variability of seismic motion). In earthquake engineering studies, a small number of time histories is selected, and we analyze in the last part the impact of this selection on the conservation of the ground motion natural variability.

Remerciements

Tout d'abord, je remercie les membres de mon jury de thèse, Pascal Bernard, Roberto Paolocci, Pierre-Yves Bard, John Douglas, Fabrice Hollender et Adrian Rodriguez-Marek, d'avoir accepté de rapporter ou d'examiner mon travail de thèse et de participer à ma soutenance de thèse malgré la distance et la "chaleur".

Dans un second temps, je souhaite remercier mes encadrants avec lesquels ces années de thèse ont été très agréables et très enrichissantes. Merci tout d'abord à Fabrice qui m'a fait confiance en me proposant cette collaboration de thèse. Je le remercie tout particulièrement pour tous ses conseils, pour m'avoir offert l'opportunité de participer à différents projets, pour m'avoir encourager à avoir davantage confiance en moi, etc ... et puis tout de même d'avoir fait l'aller-retour du Japon pour ma soutenance de thèse. Ensuite, merci à Fabian d'avoir accepté de co-encadrer cette thèse. Merci pour la patience dont il a fait preuve dans mon apprentissage de la programmation fortran et de la méthode stochastique, merci d'avoir fait en sorte que les échanges malgré la distance se fassent très facilement. Merci pour les agréables moments passés à Paris, pour la découverte de délicieux petits restaurants (notamment le super coréen et ces fameux bibimpab).

Ensuite, je souhaiterais remercier le projet CASHIMA qui a financé ma thèse et tout particulièrement Fabrice Hollender, responsable du projet, qui a défendu nos idées. De part l'attachement à ce projet, mes travaux de thèse ont bénéficié des critiques constructives des conseils scientifiques de CASHIMA et aussi du projet SIGMA. Je remercie donc les personnes avec lesquelles j'ai pu échanger au sein de ces réunions : Véronique Caillot, Pierre-Yves Bard, John Douglas, Déborah Sicilia, Gloria Senfaute, Paola Traversa, Hormoz Modaressi, Marco Mucciareli, Franck Scherbaum, ...

Un merci aussi à mon équipe au sein du laboratoire ISTerre, l'équipe risques. Merci pour les commentaires lors de présentations de mes travaux, merci aussi aux différents membres avec lesquels j'ai collaboré, notamment Philippe, Céline, Mathieu, Olga, Cécile, Denis, etc ... Merci aussi à toutes les autres personnes du laboratoire qui au jour le jour nous rendaient la vie agréable.

Je souhaiterais remercier ensuite tous mes compagnons d'aventure avec qui j'ai partagé bien plus que d'être collègue. Je pense à mes compagnons de bureaux, ceux qui sont passés par la case "bocal" (et oui il y avait un bocal du temps du LGIT), les personnes découvertes lors de mon passage en géochimie et enfin Philippe (désolé pour les bananes pourries). Merci aussi au groupe de 11h30 avec lequel j'ai pu manger très tôt tous les midis et j'ai aussi une pensée pour le groupe de 12h45 que j'aime quand même malgré qu'ils se nourrissaient que de frites. Un merci aussi à mes co-délégués : ça a été un véritable amusement de préparer le congrès des doctorants avec Bastien et Romain, d'échanger avec les délégués ED Anne, Florent, Nicolas, ... Un merci tout particulier à ceux avec lesquels j'ai partagé une grande partie de mes moments de détente : Matthieu (mon cher et tendre), Guénolé (figure emblématique du LGIT et le meilleur organisateur d'événements en tout genre), Sophie (une oreille attentive sur qui on peut toujours compter), Thomas (le meilleur danseur de rock), Anne (avec qui c'est toujours un plaisir de parler ragots), Zoukie (un ami depuis Montpellier), la coloc JPP (un accueil toujours parfait), Bastien et Romain (les "anciens" rigolos avec lesquels je n'irai plus jamais au ski), Julien (qui nous manque fort), ... et tant d'autres.

Pour finir, un grand merci à Matthieu pour son soutien quotidien, sa grande patience et merci aussi à ma famille pour leur présence.

Table des matières

Introduction générale	1
1 Problématique scientifique : le mouvement sismique « au rocher »	5
1.1 Qu'est-ce qu'un mouvement sismique « au rocher »?	6
1.1.1 Définitions générales d'un site « au rocher »	6
1.1.2 Les possibles mouvements de référence : profondeur ou surface?	8
1.1.3 Principaux facteurs contrôlant les mouvements sismiques « au rocher » de surface	10
1.1.4 Indicateurs caractérisant le mouvement sismique « au rocher »	30
1.2 Méthodes de prédiction du mouvement sismique « au rocher »	34
1.2.1 Les modèles de prédiction empiriques du mouvement du sol (GMPEs)	38
1.2.2 Les méthodes stochastiques stationnaires	54
1.3 Importance du choix du mouvement de référence dans les études d'aléa sismique	60
1.3.1 Choix des sites de référence dans l'évaluation probabiliste de l'aléa sismique	62
1.3.2 Choix des sites de référence dans l'évaluation déterministe de l'aléa sismique	66
1.4 Prise en compte de la variabilité	67
1.5 Questions abordées dans le cadre de la thèse	70
2 Les données accélérométriques « au rocher »	75
2.1 Introduction	76

2.2	La base de données japonaise	77
2.2.1	Contexte sismo-tectonique	78
2.2.2	Description des réseaux japonais utilisés dans le cadre de ce travail de recherche	79
2.2.3	Constitution d'une base de données accélérométriques d'événements crustaux enregistrés à des sites rocheux	84
2.3	Les autres bases de données accélérométriques disponibles	94
2.3.1	La base de données NGA	94
2.3.2	La base de données européenne	96
2.3.3	Comparaison des données « au rocher » incluses dans les trois bases de données accélérométriques	97
2.4	Sélection des données de champ proche présentant un fort intérêt pour les études d'aléa sismique des zones avec une sismicité faible à modérée	100
2.5	Conclusions	104
3	Caractérisation du mouvement sismique « au rocher »	107
3.1	Introduction	108
3.2	Analyse de la fonction d'amplification sur « site rocheux » : dépendance de V_{S30} et κ_{ppa}	109
3.2.1	Résumé	109
3.2.2	Abstract	110
3.2.3	Introduction	110
3.2.4	The Japanese Dataset	112
3.2.5	The New Rock and Stiff-soil-Specific Response Spectral Acceleration Ground-Motion Prediction Equation	117
3.2.6	Rock and Stiff-Soil Ground-Motion Dependency on V_{S30} and κ_0	118
3.2.7	Towards New $SA(f)$ Ground-Motion Prediction Equations That Include Site-Specific κ_{ppa0} Effects?	125
3.2.8	Conclusions	135
4	Prédiction du mouvement sismique « au rocher » à partir d'une méthode stochastique non stationnaire semi-empirique incluant des bases sismologiques	139
4.1	Introduction	140
4.2	La méthode stochastique semi-empirique non stationnaire de Pousse et al. (2006)	141

4.2.1	Les bases théoriques de la méthode stochastique semi-empirique non stationnaire de Pousse <i>et al.</i> (2006)	141
4.2.2	Limites de la méthode de Pousse <i>et al.</i> (2006)	147
4.3	Les nouveautés apportées à la méthode stochastique non stationnaire semi-empirique	151
4.3.1	Une meilleure prédiction des paramètres du mouvement sismique au rocher à partir de la nouvelle base de données japonaise	151
4.3.2	Une meilleure prise en compte de la non stationnarité	180
4.3.3	Une meilleure prise en compte de la variabilité	184
4.3.4	Une adaptation de l'enveloppe temporelle	189
4.3.5	Synthèse des étapes de calcul du nouveau programme de simulations stochastiques non stationnaires	191
4.4	Caractéristiques des accélérogrammes synthétiques générés avec la nouvelle méthode stochastique non stationnaire	191
4.4.1	Représentation des distributions des indicateurs du mouvement sismique .	193
4.4.2	Comparaison des accélérogrammes synthétiques avec des signaux réels . .	193
4.4.3	Effets de V_{S30} sur les simulations	198
4.5	Conclusions et discussion	202
5	Application de la nouvelle méthode stochastique semi-empirique non stationnaire	207
5.1	Introduction	208
5.2	Atouts de la méthode stochastique non-stationnaire	209
5.2.1	Comparaison des traces temporelles synthétiques issues de différentes méthodes	209
5.2.2	Comparaison des réponses de bâtiments et de colonnes de sol sollicités par différents jeux de données réels et artificiels	214
5.3	Sélection de 10 accélérogrammes synthétiques à partir de différents critères et comparaison de leurs caractéristiques	230
5.3.1	Introduction de quelques critères de sélection	230
5.3.2	Sélection de 10 accélérogrammes synthétiques	232
	Conclusions et perspectives	249
	Bibliographie	257

Sigles et Acronymes	279
----------------------------	------------

Annexes	283
----------------	------------

A	Article Bonilla et al. (2011) : Nonlinear site response evidence of K-NET and KiK-net records from the 2011 off the Pacific coast of Tohoku Earthquake	284
B	Article Beauval et al. (2012) : On the testing of ground-motion prediction equations against small magnitude data	290

Introduction générale

Ces dernières années, de nombreuses études sismologiques ont analysé les vibrations sismiques enregistrées sur des sites « mous » de type bassin sédimentaire. Ces analyses de la réponse sismique de sites sédimentaires étaient motivées par l'observation d'effets de site, c'est-à-dire une forte augmentation locale à la fois des amplitudes et de la durée des vibrations sismiques. Ces observations sont reliées à la configuration géologique particulière des sites sédimentaires de type bassin. Ces effets de site, responsables d'importants dégâts, notamment lors des séismes de Mexico en 1985 et de Kobe en 1995, sont aujourd'hui pris en compte et analysés dans toutes les études d'aléa sismique modernes. La quantification de ces effets de site particuliers a aussi été intégrée dans les règles parasismiques au cours des années 1980 et 1990. Pour quantifier l'effet de site lié à une configuration géologique particulière (bassin, topographie), il est cependant nécessaire de définir au préalable un mouvement de référence exempt d'effets de site. Paradoxalement, peu d'études ont été réalisées concernant l'analyse des réponses sismiques sur sites durs pouvant servir de tels sites de référence. La question de la définition d'un mouvement sismique de référence, non sédimentaire, de type « rocher » peut ainsi paraître simple au premier ordre. Les études d'aléa récentes ont cependant montré que cette question était difficile et que des méthodes et études nouvelles étaient nécessaires pour diminuer les incertitudes liées à la définition des mouvements de référence au rocher.

Ce travail de thèse explique tout d'abord pourquoi une meilleure compréhension des phénomènes physiques contrôlant le mouvement sismique au rocher est importante (**chapitre 1**). Une revue des mécanismes connus contrôlant ce mouvement sismique au rocher, de la source au site d'étude, sera réalisée. Je détaillerai particulièrement les différentes manières de caractériser le mouvement sismique de référence au rocher dans les études d'aléa sismique récentes. Les principales méthodes de prédiction du mouvement sismique au rocher seront évoquées et une attention particulière sera portée aux méthodes permettant de prédire le mouvement sismique ou ses principales caractéristiques à une échelle régionale, échelle de définition des mouvements sismiques de référence. Je rappellerai que la définition des mouvements sismiques au rocher (hors

effet de site) est un préalable nécessaire à toutes études voulant prendre en compte un effet de site particulier.

Dans une seconde étape (**chapitre 2**), une base de données accélérométriques d'enregistrements sur sites rocheux pour lesquels la vitesse des ondes de cisaillement (V_{S30}) est supérieure à 500 m/s (sites durs à rocheux) a été construite. Les enregistrements, correspondant à des séismes crustaux, ont été sélectionnés à partir des bases de données japonaises K-NET et KiK-net qui ont l'avantage d'être publiques, nombreuses et de grande qualité. Les données sélectionnées seront comparées à celles des deux autres grandes bases de données accélérométriques aujourd'hui disponibles (américaine et européenne). Les scénarios issus des études d'aléa sismique des zones à sismicité faible à modérée (cas de la France métropolitaine) seront identifiés.

Dans une troisième étape (**chapitre 3**), un modèle de prédiction des mouvements sismiques (spectre de réponse en accélération) a été développé à partir de cette nouvelle base de données. Dans cette partie, je m'intéresserai particulièrement aux paramètres contrôlant la fonction de site du modèle empirique défini à partir d'enregistrements sur sites « rocheux » (sites caractérisés par $V_{S30} > 500$ m/s). Une nouvelle forme fonctionnelle sera proposée pour considérer ces phénomènes.

Le spectre de réponse donne, pour chaque période, l'amplitude maximale d'un oscillateur à un degré de liberté sous une sollicitation sismique. Toutefois, les méthodes nouvelles de dimensionnement dynamiques non linéaires (à la fois géotechniques et structurelles) ne se satisfont pas des spectres de réponse. Nous avons développé une méthode permettant de générer des traces temporelles en accélération (**chapitre 4**). Au préalable, des modèles empiriques permettant de prédire les paramètres clés décrivant le mouvement sismique tels que la durée de phase forte, l'intensité d'Arias et une description de la variation du contenu fréquentiel au cours du temps d'un événement sismique par la fréquence centrale (non stationnarité) ont été développés à partir de la base de données constituée au **chapitre 2**. Je présenterai au **chapitre 4** les différents développements associés à la méthode stochastique non stationnaire et des comparaisons entre les caractéristiques des accélérogrammes synthétiques générés et des accélérogrammes réels.

Dans un dernier chapitre (**chapitre 5**), je présenterai les avantages de cette méthode stochastique pour des applications en génie parasismique. La notion de la conservation de la variabilité à partir d'une sous-sélection de traces temporelles synthétiques sera analysée.

Problématique scientifique : le mouvement sismique « au rocher »

1.1	Qu'est-ce qu'un mouvement sismique « au rocher » ?	6
1.1.1	Définitions générales d'un site « au rocher »	6
1.1.2	Les possibles mouvements de référence : profondeur ou surface ?	8
1.1.3	Principaux facteurs contrôlant les mouvements sismiques « au rocher » de surface	10
1.1.3.1	Simulation du mouvement sismique lié à la source sismique . .	11
1.1.3.2	Effets lors de la propagation entre la source et le site	14
1.1.3.3	Caractérisation et classification des sites rocheux en sismologie	20
1.1.4	Indicateurs caractérisant le mouvement sismique « au rocher »	30
1.2	Méthodes de prédiction du mouvement sismique « au rocher » . . .	34
1.2.1	Les modèles de prédiction empiriques du mouvement du sol (GMPes) .	38
1.2.1.1	Choix de la forme fonctionnelle	41
1.2.1.2	Choix des paramètres du modèle	48
1.2.1.3	Une analyse par régression	53
1.2.2	Les méthodes stochastiques stationnaires	54
1.3	Importance du choix du mouvement de référence dans les études d'aléa sismique	60
1.3.1	Choix des sites de référence dans l'évaluation probabiliste de l'aléa sismique	62
1.3.2	Choix des sites de référence dans l'évaluation déterministe de l'aléa sis- mique	66
1.4	Prise en compte de la variabilité	67
1.5	Questions abordées dans le cadre de la thèse	70

1.1 Qu'est-ce qu'un mouvement sismique « au rocher » ?

1.1.1 Définitions générales d'un site « au rocher »

La définition du rocher est multiple en fonction de ces utilisations. D'après le dictionnaire français Larousse, un rocher est « une grande masse de pierre dure, escarpée, qui paraît enracinée dans le terrain, ou qu'on ne peut remuer. » D'après le dictionnaire de géologie (Foucault et Raoult, 2001), une roche est « un matériau constitutif de l'écorce terrestre, très souvent dur et cohérent parfois plastique, formé en général d'un assemblage de minéraux et présentant une certaine homogénéité statistique » ; et un rocher est un bloc de roche.

D'un point de vue sismologique, les sites d'enregistrement peuvent être vus comme des espaces traversés par des ondes sismiques. La propagation d'une onde plane harmonique à incidence verticale est décrite par (Borcherdt, 1973) :

$$A(z, t) = A_0 \exp^{i(kz - 2\pi ft)} \quad (1.1)$$

où A_0 est l'amplitude de l'onde à $z = 0$, z la profondeur, k le nombre d'onde, t le temps et f la fréquence. Le mouvement sismique au rocher peut être défini par opposition au mouvement sismique sur un site sédimentaire. Dans l'exemple le plus simple d'un modèle sédimentaire bi-couche, caractérisé par une couche de sol modélisée comme un milieu visco-élastique reposant sur un milieu semi-infini élastique avec une vitesse de propagation plus importante (rocher), l'amplification A_0 (amplification à la fréquence de résonance fondamentale à $z = 0$) dépend du contraste d'impédance Z et d'un facteur d'atténuation ξ (Kramer, 1996) :

$$A_0 = \frac{Z}{1 + 0.5\pi\xi Z} \quad (1.2)$$

Dans le cas simple d'un sol non amorti, l'amplitude équivaut au contraste d'impédance Z , qui est fonction du rapport des paramètres suivant :

$$Z = \frac{\rho_2 V_2}{\rho_1 V_1} \quad (1.3)$$

où ρ est la masse volumique et V la vitesse des ondes de cisaillement (ondes S) du milieu considéré. Pour un sol, la fonction de transfert met en évidence les fréquences pour lesquelles le mouvement sismique sera amplifié (voir figure 1.1). Pour une structure bicouche, ces fréquences sont déterminées à partir de la relation suivante (Haskell, 1960) :

$$f_n = (2n + 1) \frac{V_S}{4H} \quad (1.4)$$

où V_S est la vitesse des ondes S du sol et H son épaisseur. Cette relation donne, pour $n = 0$, la fréquence de résonance fondamentale à laquelle l'amplification maximale sera produite pour une onde incidente plane SH ; et pour $n > 0$, les harmoniques.

Pour quantifier l'atténuation, l'amortissement ξ est relié au facteur de qualité de la façon

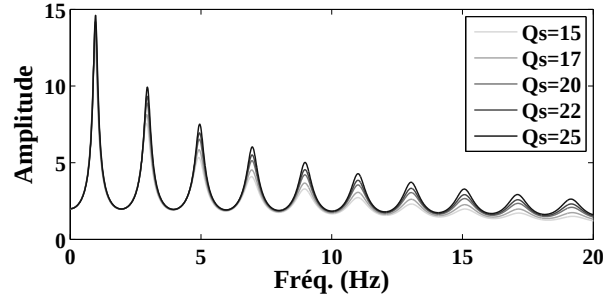


Figure 1.1 : Exemple de la fonction de transfert obtenue dans le cas d'un milieu bicouche dont le contraste d'impédance est de 10 et pour différentes valeurs du facteur de qualité des ondes S dans le milieu 1. Cette fonction de transfert est calculée à partir d'un modèle de réflectivité de Kennett (Kennett, 1983) à une dimension qui donne la réponse d'une structure tabulaire à une onde plane incidente de type SH dans notre exemple.

suivante : $Q = 1/2\xi$. Ce facteur de qualité est relié à la perte d'énergie par friction interne. Pour un cycle ω , dans un matériau donné, elle est décrite par :

$$\frac{1}{Q(\omega)} = \frac{-\Delta E}{2\pi E} \quad (1.5)$$

où E est le maximum d'énergie emmagasinée dans le volume et $-\Delta E$ l'énergie perdue à chaque cycle du fait de la présence d'hétérogénéités (Aki et Richards, 1980). Dans un milieu élastique, Q est infini.

D'un point de vue sismologique, un site au rocher peut ainsi être considéré comme un site où ce type de résonance n'existe pas. Dans la nature, il existe une grande variabilité de rochers géologiques (sédiments très compétents, roches magmatiques ou métamorphiques) caractérisés par des propriétés mécaniques différentes et notamment des vitesses d'ondes de cisaillement différentes (voir table 1.1). La vitesse des ondes S dans ces matériaux peut être diminuée par la présence d'hétérogénéités, comme c'est par exemple le cas à proximité de la surface du fait de l'altération des matériaux. Ainsi, contrairement à un site de type bicouche sédimentaire, un site au rocher se caractérise comme un site ne présentant pas de contrastes d'impédance forts mais plutôt un gradient de vitesse avec en surface des vitesses plus faibles du fait de l'altération.

Table 1.1 : Ordre de grandeur des vitesses des ondes de cisaillement suivant la nature des terrains d'après Lavergne (1986).

Nature des terrains	V_S (m/s)
Marnes	750 - 1500
Grès	1200 - 2800
Calcaires	2000 - 3300
Craie	1100 - 1300
Sel	2500-3100
Anhydrite	2200 - 3100
Dolomie	1900 - 3600
Granite	2500 - 3300
Basalte	2800 - 3400
Charbon	1000 - 1400

1.1.2 Les possibles mouvements de référence : profondeur ou surface ?

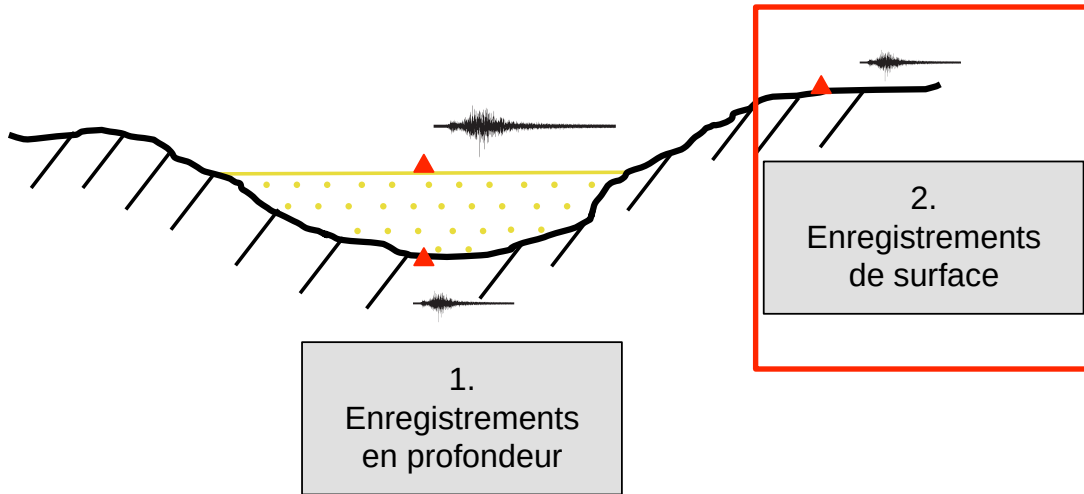


Figure 1.2 : Deux choix sont possibles pour définir les mouvements de référence : les enregistrements au rocher en profondeur, et les enregistrements au rocher en surface. Dans cette étude, les enregistrements au rocher de surface seront employés (cadre rouge).

Le mouvement sismique de référence « parfait » correspondrait à un mouvement sismique prenant en compte seulement les effets de la source et de la propagation jusqu'à une station d'enregistrement située dans un milieu élastique uniforme 1D. Ce mouvement de référence serait caractérisé par une fonction de transfert plate et égale à 1. Dans la nature, un mouvement sismique de référence « parfait » n'existe pas du fait de la présence d'hétérogénéités et/ou de l'absence de milieu 1D.

Les mouvements sismiques enregistrés à la base de la colonne sédimentaire peuvent constituer de bons mouvements de référence (figure 1.2 cas 1). Cependant plusieurs études ont montré que ces enregistrements en profondeur sont affectés par les ondes descendantes (*downgoing wave effect*, e.g., Steidl *et al.*, 1996 ; Bonilla *et al.*, 2002). En profondeur, le champ d'onde incident peut être perturbé par les ondes réfléchies à la surface libre, engendrant des interférences destructives. Ce phénomène est observable dans la réponse spectrale sous la forme de déficit d'énergie à certaines fréquences. La figure 1.3 illustre cet effet des ondes descendantes en présentant des exemples de rapports spectraux calculés à partir de simulations numériques (Régner *et al.*, 2012). Les positions des stations sont représentées schématiquement sur la figure 1.3 à droite. La figure 1.3 à gauche présente les cas des rapports spectraux non affectés par l'effet des ondes descendantes et celle du milieu des exemples de rapports spectraux affectés par l'effet des ondes descendantes. Dans le cas où la station de référence est située sous le contraste d'impédance (Station Cbis, généralement le cas des stations en profondeur), le rapport spectral $[A/C_{bis}]$ (station en surface au milieu du bassin sédimentaire / rocher en profondeur) ne présente pas des pics d'amplification clairs comme c'est le cas par exemple du rapport spectral $[A/B]$ (station en surface au milieu du bassin sédimentaire / rocher de surface) présenté à la figure 1.3 de gauche. Le rapport spectral $[A/C_{bis}]$ présente quant à lui une lacune dans la réponse spectrale qui donne l'impression d'avoir deux pics plutôt qu'un. Il est donc important de considérer l'effet des ondes descendantes avant d'interpréter la réponse spectrale d'un enregistrement en pro-

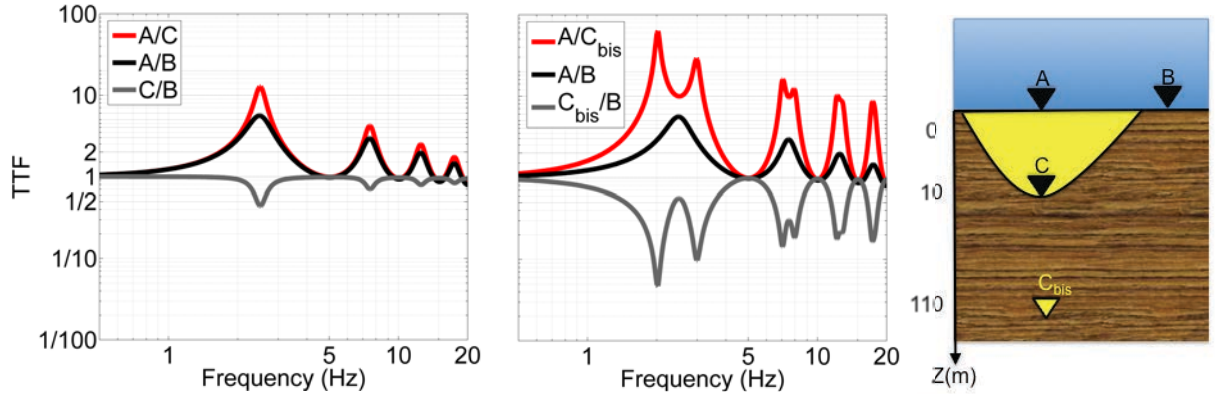


Figure 1.3 : Fonctions de transfert calculées à partir d'un modèle équivalent linéaire, code TREMORN (Hartzell et al., 2004), qui est basé sur le code originel de Schnabel et al. (1972). La facteur de qualité est défini comme la vitesse des ondes de cisaillement divisée par 10. D'après Régnier et al. (2012).

fondeur. Les enregistrements en profondeur présentent trois autres défauts. Tout d'abord, par rapport à l'enregistrement en surface au milieu du bassin sédimentaire, les enregistrements en profondeur n'incluent pas les effets de surface libre. Deuxièmement, pour faire des études globales (développement de modèles de prédiction empiriques par exemple), peu d'enregistrements sont disponibles en profondeur, et même dans le cas où le nombre serait suffisant, la troisième difficulté est que ces enregistrements se trouvent à des profondeurs variables. Plusieurs études intéressantes ont essayé de corriger les mouvements sismiques enregistrés en profondeur afin de pouvoir les utiliser comme mouvements de référence. Pour corriger les rapports spectraux [station en surface au milieu du bassin sédimentaire / rocher en profondeur] des effets des ondes descendantes et des effets de surface libre, Kokusho et Sato (2008) proposent une technique de déconvolution et Cadet et al. (2012b) définissent des paramètres de correction basés sur une étude statistique d'un grand nombre de données et sur des simulations numériques. Ces méthodes de correction sont basées sur la méthode de simulation linéaire 1D de propagation d'une onde SH à incidence verticale, méthode impliquant de nombreuses simplifications par rapport à un cas réel.

Les mouvements sismiques enregistrés au rocher affleurant peuvent aussi constituer des mouvements de référence (figure 1.2 cas 2). Ces enregistrements présentent l'avantage de ne pas être affectés par les ondes descendantes, et dans le calcul du rapport spectral entre le sol et un rocher en surface, les effets de surface libre sont similaires et compensés. De plus, un plus grand nombre d'enregistrements au rocher de surface est disponible par rapport aux enregistrements en profondeur (moindre coût). Toutefois, Steidl et al. (1996) ont montré que les enregistrements au rocher de surface pouvaient présenter des amplifications à hautes fréquences dues à l'altération et à la présence de fractures, et cela même dans le cas de roches cristallines. Une autre difficulté est que l'étude des effets de site nécessite que l'enregistrement de référence en surface ne soit pas trop éloigné du site, afin que les caractéristiques du champ d'onde incident soient similaires. Par ailleurs, les sites au rocher sont les sites présentant la plus grande variabilité comme l'illustre l'étude de Wills et Clahan (2006) (figure 1.4). Wills et Clahan (2006) ont associé les profils de

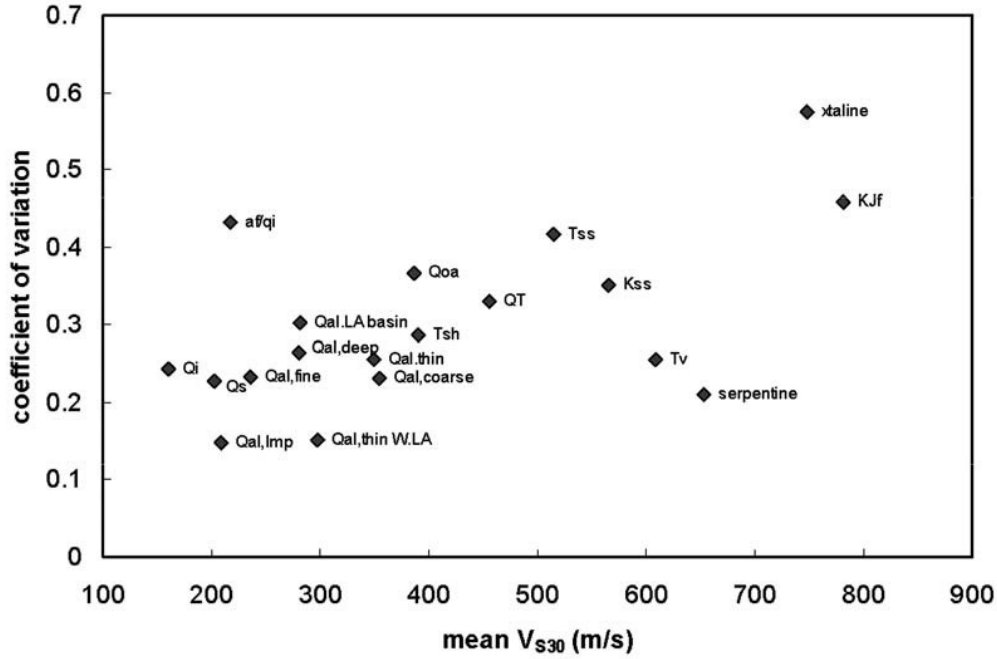


Figure 1.4 : Coefficients de variation en fonction du V_{S30} moyen calculés pour chacune des 19 unités géologiques présentes en Californie et déterminés à partir de 556 profils de vitesse disponibles sur la zone. D'après [Wills et Clahan \(2006\)](#).

vitesse disponibles en Californie à une unité géologique et ont ensuite calculé la vitesse moyenne des ondes de cisaillement dans les trente premiers mètres (V_{S30}) pour les différentes catégories de site. V_{S30} est un paramètre introduit dans les différentes réglementations pour différencier des classes de site, e.g. dans l'Eurocode 8. La figure 1.4 présente les coefficients de variation en fonction de V_{S30} correspondant à chaque unité géologique. La plus grande variation observée concerne la catégorie « rocher ».

Deux possibilités de mouvements sismiques de référence sont ainsi à notre disposition : les enregistrements en profondeur au niveau du substratum rocheux et les enregistrements au rocher affleurant (figure 1.2). Dans cette thèse, nous nous focaliserons sur les propriétés des mouvements sismiques enregistrés sur des sites au rocher en surface.

1.1.3 Principaux facteurs contrôlant les mouvements sismiques « au rocher » de surface

Le mouvement sismique enregistré à un site est le résultat de la combinaison de différents effets depuis la zone de rupture jusqu'à la sortie au niveau du capteur sismique :

- **effet de la source sismique** : magnitude du séisme, mécanisme au foyer, effet de directivité, position sur le bloc chevauchant ou chevauché.
- **effet de la propagation entre la source et le site** : mécanismes d'atténuation géométrique et anélastique.
- **effets locaux du site** : effets de site (lithologique et topographique) et mécanismes d'atténuation. Ces effets de site sont classiquement considérés comme faibles dans le cas des

sites au rocher. Nous verrons cependant qu'ils ne sont pas négligeables.

- **effets instrumentaux** : bande de coupure des instruments, bruits instrumentaux.

Pour les deux premiers effets (effet de source et de propagation), seuls les éléments essentiels nécessaires à la compréhension des notions abordées dans le cadre de la thèse seront présentés. Pour une revue plus détaillée, les ouvrages généraux suivant peuvent être consultés : [Aki et Richards \(1980\)](#), [Kramer \(1996\)](#), [Lay et Wallace \(1995\)](#) et [Stein et Wysession \(2009\)](#). Nous nous attarderons davantage sur les effets locaux du site affectant le mouvement sismique à un site rocheux de surface.

1.1.3.1 Simulation du mouvement sismique lié à la source sismique

La manière la plus simple de simuler le mouvement sismique associé à la rupture d'une faille est de l'assimiler à un point source. Cette hypothèse du point source est adoptée dans de nombreuses méthodes de prédiction du mouvement sismique comme notamment dans les équations de prédiction du mouvement du sol (Ground motion prediction equations [GMPEs]) les plus simples et les méthodes de simulation stochastiques de traces temporelles de type [Boore \(2003\)](#) qui seront présentées à la section 1.2 et employées dans le cadre de cette thèse. [Aki et Richards \(1980\)](#) développent une expression analytique du champ de déplacement sphérique soumis à un double couple de forces dans un milieu élastique homogène :

$$\begin{aligned}
 u(x, t) = & \left. \begin{aligned} & \frac{1}{4\pi\rho} A^N \frac{1}{r^4} \int_{r/\alpha}^{r/\beta} \tau M_0(t - \tau) d\tau \\ & + \frac{1}{4\pi\rho\alpha^2} A^{IP} \frac{1}{r^2} M_0(t - \frac{r}{\alpha}) \\ & + \frac{1}{4\pi\rho\beta^2} A^{IS} \frac{1}{r^2} M_0(t - \frac{r}{\beta}) \end{aligned} \right\} \begin{array}{l} \text{champ proche} \\ \text{champ intermédiaire} \end{array} \\
 & \left. \begin{aligned} & + \frac{1}{4\pi\rho\alpha^3} A^{FP} \frac{1}{r} \dot{M}_0(t - \frac{r}{\alpha}) \\ & + \frac{1}{4\pi\rho\beta^3} A^{FS} \frac{1}{r} \dot{M}_0(t - \frac{r}{\beta}) \end{aligned} \right\} \text{champ lointain}
 \end{aligned} \tag{1.6}$$

Les différents termes de l'équation 1.6 décrivent les caractéristiques du champ d'onde à différentes distances : champ proche (indice N), intermédiaire (indice I) et lointain (indice F) pour les ondes P et S, respectivement. Dans ces équations, α est la vitesse des ondes P, β la vitesse des ondes S, ρ la densité, r la distance, les coefficients A^N , A^{IP} , A^{IS} , A^{FP} et A^{FS} correspondent aux diagrammes de rayonnement des différents champs, et M_0 correspond au moment sismique relâché à la source (terme introduit par [Aki, 1966](#)). À proximité de la source, le mouvement sismique décroît rapidement (décroissance en $1/r^2$). En champ lointain, le rapport des vitesses d'ondes P sur ondes S, α^{-3}/β^{-3} , indique que les ondes S sont environ 5 fois supérieures aux ondes P [$(\frac{\alpha}{\beta})^{-3} = (\frac{6}{3.5})^{-3} \simeq 5$ pour une vitesse d'ondes P de 6 km/s et une vitesse d'ondes S de

3.5 km/s].

Le spectre de Fourier de la radiation des ondes P et S à partir du point source peut être obtenu en réalisant la transformée de Fourier des termes de champ lointain de l'équation 1.6. Le spectre de Fourier en accélération en champ lointain d'un modèle de point source est décrit ainsi :

$$S(f) \approx \frac{M_0 \times (2\pi f)^2}{1 + (f/f_c)^2} \quad (1.7)$$

où f_c est la fréquence coin définie par Brune (1970) comme :

$$f_c = 4.9 \times 10^6 \beta (\Delta\sigma/M_0)^{1/3} \quad (1.8)$$

où f_c est en Hz, β en km/s, M_0 en dyne.cm (1 dyne.cm = 10^{-7} N.m) et $\Delta\sigma$ représente la chute de contrainte en bar. La magnitude de moment peut être reliée au moment sismique par l'équation suivante (Hanks et Kanamori, 1979) :

$$M_W = \frac{2}{3} \log_{10} M_0 - 10.7 \quad (1.9)$$

Aki (1967) reconnaît que ce modèle en ω^2 implique qu'un petit séisme et un gros séisme soient similaires à un facteur d'échelle près, c'est à dire que $M_0 f_c^3 = \text{constante}$, ce qui signifie aussi que la chute de contrainte est indépendante de la magnitude. Les figures 1.5 et 1.6 illustrent cette loi d'échelle.

À la figure 1.5, le spectre de Fourier en accélération est représenté pour des séismes de magnitude 6.5 et 7.5. L'écart entre les spectres d'une fréquence coin à une autre est constant (courbe grise). L'effet de la chute de contrainte est aussi représenté et on constate que cette chute de contrainte est un paramètre essentiel, contrôlant en partie l'amplitude des hautes fréquences. La figure 1.6 représente l'amplitude du spectre de Fourier en déplacement à une fréquence donnée et pour différentes magnitudes. On constate que le comportement du spectre en fonction de la magnitude est non linéaire. L'amplitude en échelle logarithmique augmente avec un coefficient de 1.5 pour les petites magnitudes et avec un coefficient de 0.5 pour les plus fortes magnitudes (Fukushima, 1996). Cette loi d'échelle est notamment considérée dans les modèles de prédiction empiriques (voir section 1.2.1). Par ailleurs, la fréquence coin étant inversement proportionnelle à la magnitude, les plus forts séismes ont un spectre plus large bande en fréquence que les petits séismes, comme le montre la figure 1.7 dans le cas d'observations au Mexique. Cette figure montre aussi l'importance de considérer le spectre entier dans le cas des événements les plus importants et non pas seulement le pic d'accélération (*PGA*) contrôlé majoritairement par le contenu fréquentiel haute fréquence.

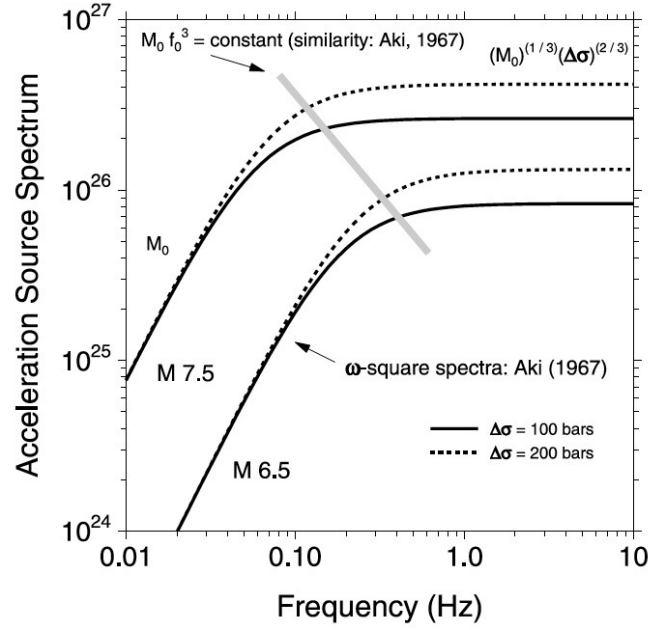


Figure 1.5 : Spectres de Fourier en accélération dans le cas d'un modèle en ω^2 (Aki, 1967) pour quatre événements sismiques (deux magnitudes différentes et deux chutes de contrainte différentes). f_0 représente ici la fréquence coin. D'après Boore (2003).

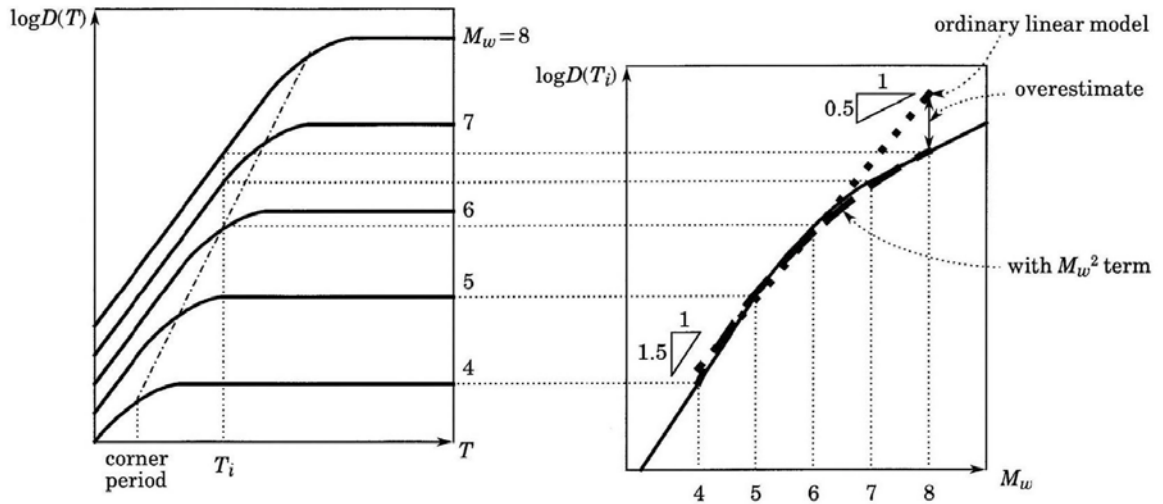


Figure 1.6 : Illustration schématique de la forme des spectres de source en fonction de la magnitude dans un modèle en ω^2 . À gauche, spectres de source en déplacement et à droite, mise à l'échelle de l'amplitude du déplacement à une période donnée en fonction de la magnitude. D'après Fukushima (1996).

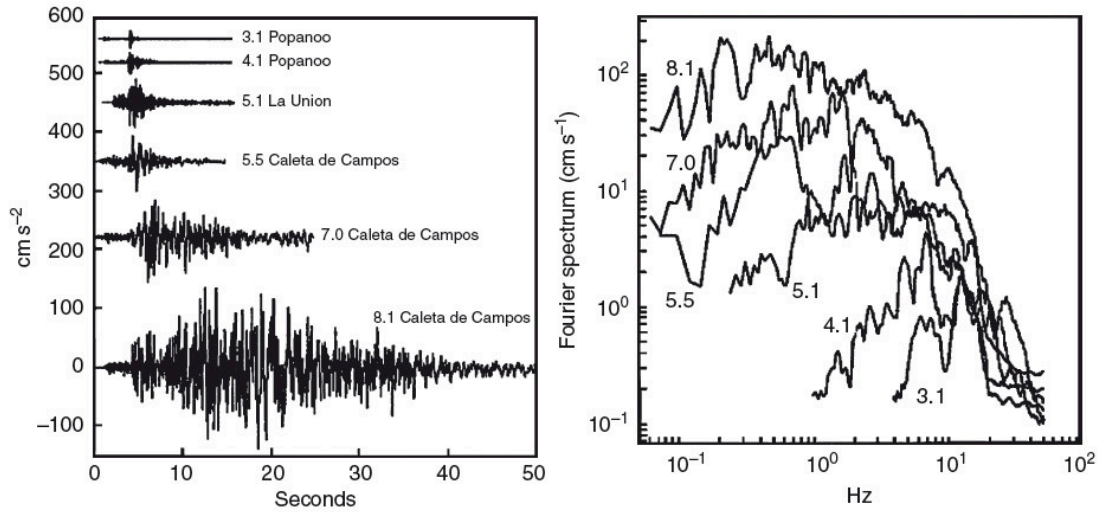


Figure 1.7 : Accélérogrammes (à gauche) et spectres de Fourier correspondants (à droite), pour des événements de différentes magnitudes. Les événements ont été sélectionnés de manière à avoir une distance hypocentrale d’approximativement 25 km et de manière à être séparés d’un ordre de grandeur de magnitude. D’après [Anderson et Quaas \(1988\)](#).

1.1.3.2 Effets lors de la propagation entre la source et le site

Dans un milieu élastique linéaire à une dimension, les ondes peuvent se propager indéfiniment sans changer d’amplitude. Les matériaux présents à la surface terrestre comportent des hétérogénéités engendrant une décroissance de l’amplitude des ondes avec la distance parcourue. Ces mécanismes d’atténuation des ondes sont de diverses natures : expansion du front d’onde, réflexion et/ou transmission des ondes, dissipation de l’énergie interne par les matériaux. La propagation de ces ondes dans les milieux géologiques conduisent à un mouvement sismique complexe dont la durée va augmenter avec la distance.

⇒ Atténuation géométrique :

Un tremblement de terre résulte d’une rupture anélastique de la roche avec un dégagement de l’énergie accumulée durant la déformation élastique. Une partie de cette énergie est radiée sous forme d’ondes qui vont être réparties sur une surface de plus en plus grande au fur et à mesure que l’on s’éloigne de la source. Ce phénomène est appelé atténuation géométrique. Cette atténuation géométrique est prise en compte dans l’équation 1.6. Dans le cas d’une source ponctuelle, le front d’onde émis est sphérique et l’amplitude des ondes de corps décroît en $1/r$. Dans le cas d’une faille étendue, l’effet de l’atténuation géométrique est plus complexe et est fonction de la taille de la source. En effet, dans ce cas, l’énergie est rayonnée en différents points de la faille et non en un seul point. Ainsi, il y a une forte probabilité d’avoir des interférences constructives entre les différentes arrivées ([Anderson, 2000](#)).

⇒ Atténuation anélastique :

L’atténuation anélastique est liée aux différentes hétérogénéités composant les matériaux terrestres. Elle est caractérisée par le facteur de qualité (Q) et est exprimée dans la prédiction

de l'amplitude du mouvement sismique par un facteur exponentiel (e.g., [Futterman, 1962](#)) :

$$A = A_0 \times \exp \left(-\frac{\pi f R}{Q(f)\beta} \right) \quad (1.10)$$

Des fortes valeurs de Q impliquent une faible diminution de l'amplitude. Q est un paramètre adimensionnel dépendant de la fréquence. [Aki et Richards \(1980\)](#) trouvent que pour des fréquences supérieures à 1 Hz, Q montre une dépendance évidente avec la fréquence qu'ils modélisent par :

$$Q = Q_0 f^N \quad (1.11)$$

avec N compris entre 0 et 1.

L'atténuation anélastique a deux sources principales. L'**atténuation intrinsèque** (Q_i) due à une dissipation de l'énergie. En effet, en vibrant sous l'action de l'onde, les particules subissent des frottements les unes sur les autres, produisant de la chaleur. Les résultats de laboratoire attestent que l'atténuation intrinsèque est indépendante de la fréquence, c'est-à-dire qu'elle est constante pour un matériau ([Toksoz et al., 1979](#)). La deuxième source d'atténuation anélastique est liée à la **dispersion des ondes** (Q_d) lorsqu'elles rencontrent une hétérogénéité (interface entre deux couches, fractures à différentes échelles, porosité, minéraux). Cette dispersion est due à des phénomènes de réflexion simple et réflexion multiple sur des surfaces irrégulières, de réfraction au niveau de contrastes d'impédance et éventuellement de diffraction. La dispersion des ondes entraîne une augmentation de la durée avec la distance. Cette contribution est quant à elle dépendante de la fréquence.

On peut séparer ces deux contributions comme suit ([Dainty, 1981](#)) :

$$\frac{1}{Q(f)} = \frac{1}{Q_i} + \frac{1}{Q_d(f)} \quad (1.12)$$

Si on remplace $Q(f)$ dans l'équation 1.10 par l'équation 1.12, on constate que seul le terme Q_i affecte la forme du spectre. Du fait de l'exponentielle, Q_i va principalement affecter les hautes fréquences et cela plus Q_i est faible et la distance grande. La figure 1.8 illustre l'impact de ces deux contributions sur la forme du spectre pour deux distances différentes. Ainsi, dans les modèles de prédiction du spectre de réponse en accélération, le terme d'atténuation anélastique va être plus fortement négatif pour les hautes fréquences que pour les basses fréquences.

⇒ Effets responsables de l'atténuation hautes fréquences :

Dans les années 1980, il a été reconnu que l'atténuation liée à la propagation des ondes dans la croûte ne pouvait expliquer complètement la décroissance des hautes fréquences (équation 1.10). Un premier paramètre f_{max} , correspondant à la fréquence à partir de laquelle l'amplitude du spectre décroît rapidement, a été introduit par [Hanks \(1982\)](#). On parle de "*crashing spectrum syndrome*". Dans les simulations stochastiques (e.g., [Boore, 1983](#)), il est introduit par un filtre

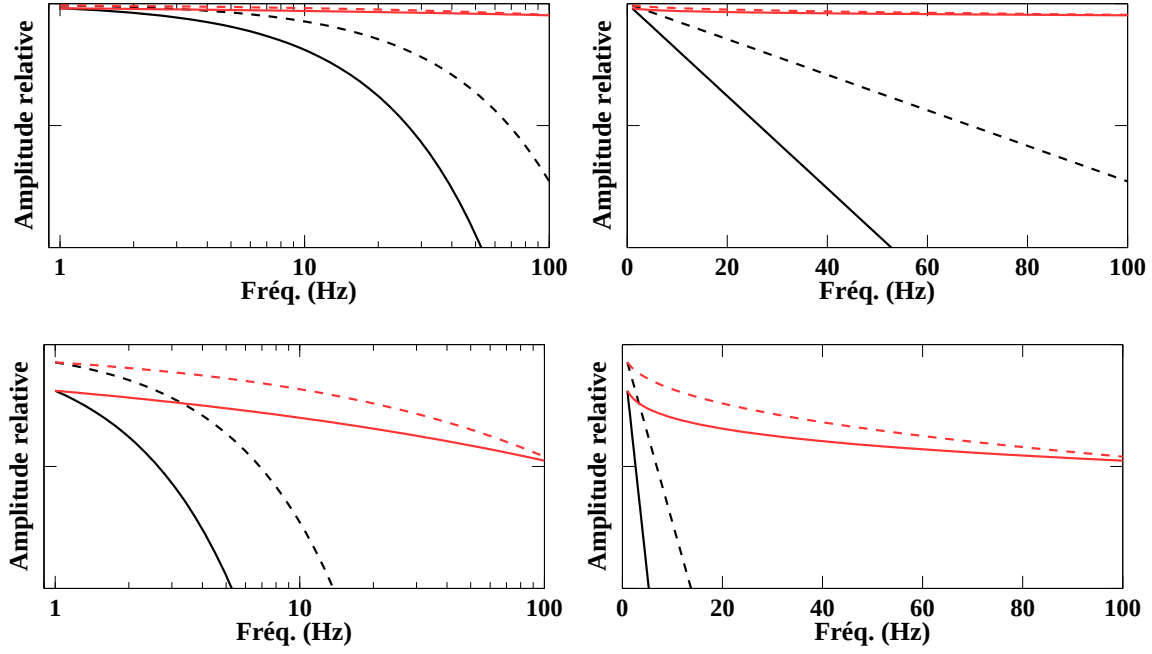


Figure 1.8 : Illustration de l'effet des différentes contributions de l'atténuation anélastique sur le spectre de Fourier. En noir est représentée la part indépendante de la fréquence (Q_i), avec en trait plein $Q_0 = 50$ et en trait pointillé $Q_0 = 130$ et en rouge celle dépendant de la fréquence ($Q_d = Q_0 f^N$) avec les mêmes Q_0 et $N = 0.8$ pour les traits pointillés et $N = 0.6$ pour les traits pleins (ces valeurs de Q_0 et N correspondent approximativement à des valeurs calculées par [Oth et al. \(2011a\)](#) dans différentes parties du Japon). En haut, l'atténuation est calculée pour une distance de 10 km et en bas, pour une distance de 100 km. À gauche, la représentation est en log-log et à droite, en log-lin.

de Butterworth à 4 pôles et de fréquence de coupure f_{max} :

$$A(f) = \frac{A_0}{\sqrt{\left[1 + \left(\frac{f}{f_{max}}\right)^8\right]}} \quad (1.13)$$

Le second paramètre, alternatif à f_{max} , qui est communément utilisé pour décrire la chute des hautes fréquences est **kappa** (κ). $\kappa(R)$ décrit la pente de décroissance des hautes fréquences dans une représentation log-linéaire du spectre de Fourier en accélération ([Anderson et Hough, 1984](#)). Le modèle est décrit comme :

$$A(f) = A_0 \exp(-\pi \kappa(R) f) \quad \text{pour } f_e < f < f_x \quad (1.14)$$

où f_e représente la fréquence à partir de laquelle la décroissance est approximativement linéaire ($f_e > f_c$ et $f_e > f_0$), f_x la fréquence maximale de mesure (contrôlée par le niveau de bruit et/ou la bande de coupure de l'instrument), R la distance épacentrale et $\kappa(R)$ une mesure de l'atténuation des hautes fréquences à une distance épacentrale donnée. La figure 1.9 illustre la mesure de la pente de décroissance des hautes fréquences pour un enregistrement entre f_e et f_x . Ces fréquences sont déterminées de manière subjective par l'utilisateur.

L'origine de la décroissance des hautes fréquences reste un sujet débattu à ce jour. Certains

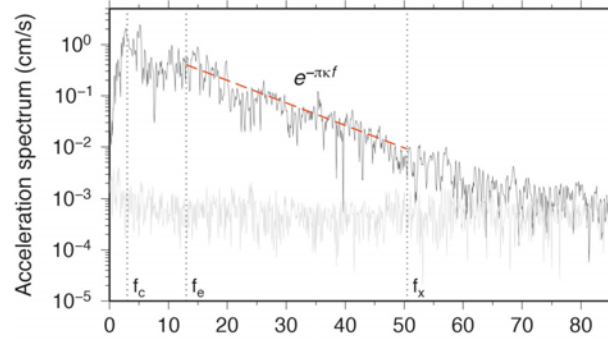


Figure 1.9 : Exemple de la mesure de la pente de décroissance des hautes fréquences sur un enregistrement du réseau CORSSA réalisée par Ktenidou et al. (2013). Le spectre de l'onde S est représenté en noir, le spectre du bruit en gris clair et les fréquences remarquables, f_c (fréquence coin), f_e (début de la mesure de la pente de décroissance) et f_x (fin de la mesure de la pente de décroissance) sont indiquées par des traits pointillés.

auteurs relient cette chute des hautes fréquences à des effets de la source. Pour Papageorgiou et Aki (1983), l'origine de la fréquence de coupure f_{max} est liée à un effet de source ($f_{max} \approx v/d$, avec v , vitesse de propagation du front de rupture et d , longueur de la zone anélastique de rupture). Papageorgiou (1988) détermine f_{max} à partir d'enregistrements du séisme de San Fernando de 1971. Il ne constate pas de différences entre les résultats sur sites sédimentaires et ceux à des rochers très compétents. À partir des enregistrements du séisme de Wenchuan du 12 mai 2008 ($M_W=7.9$), Wen et Chen (2012) ont déterminé f_{max} le long de la faille. Ils observent que f_{max} varie principalement avec la distance à l'épicentre (voir figure 1.10a) et très peu en fonction du site (de l'ordre de 0.5 Hz). Pour ces auteurs, cette observation supporte l'hypothèse de Papageorgiou et Aki (1983) d'un effet de source. f_{max} serait dominé par les ondes rayonnées à partir de la partie la plus proche de la faille rompue et donc fonction de la taille de la zone cohésive (voir figure 1.10b).

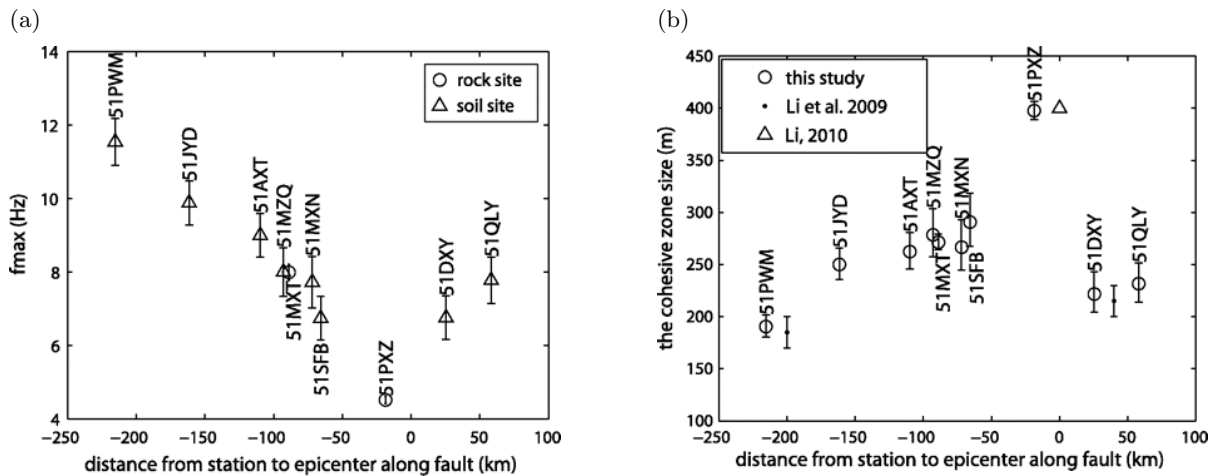


Figure 1.10 : Variation de f_{max} (a) et de la taille de la zone cohésive (b) en fonction de la distance à l'épicentre du séisme de Wenchuan (12 mai 2008, $M_W=7.9$). Wen et Chen (2012) ont déterminé f_{max} en faisant correspondre un spectre déterminé par l'équation 1.13 aux spectres observés.

D'autres auteurs attribuent l'origine de f_{max} à un effet de l'atténuation dans les couches superficielles. [Hanks \(1982\)](#) remarque des variations de f_{max} d'un site à un autre sur les enregistrements d'une réplique du séisme d'Oroville de $M_L=5.7$ et de faibles variations de f_{max} à un site ayant enregistré sept répliques du séisme d'Oroville. La figure 1.11 illustre les résultats de f_{max} obtenus par [Hanks \(1982\)](#). [Anderson et Hough \(1984\)](#) évaluent $\kappa(R)$ à partir de plusieurs enregistrements de séismes à une même station et montrent qu'à des distances équivalentes, $\kappa(R)$ est approximativement similaire et qu'il augmente graduellement avec la distance. L'évaluation de $\kappa(R)$ à partir de plusieurs enregistrements (plusieurs sites) du séisme de San Fernando montre aussi que $\kappa(R)$ augmente avec la distance et que $\kappa(R)$ est toujours plus faible pour des sites « durs » par rapport à des sites « mous », comme on peut l'observer sur la figure 1.12. [Anderson et Hough \(1984\)](#) suggèrent pour cette raison que l'ordonnée à l'origine ($\kappa_0 = \kappa(R=0)$) représente un effet du site dû à l'atténuation des ondes dans les couches superficielles altérées. La faible augmentation de $\kappa(R)$ avec la distance, mesurée par la pente $m = d\kappa/dR$, est dans ce cadre un effet régional qui décrit la totalité de l'atténuation au cours du trajet. $\kappa(R)$ peut être représenté par une fonction linéaire telle que :

$$\kappa(R) = \kappa_0 + mr \tag{1.15}$$

où $m = 1/(Q\beta)$. $\kappa(R)$ peut aussi être représenté par des fonctions plus complexes (e.g., [Anderson, 1991](#); [Castro et al., 1996](#); [Fernández et al., 2010](#)). Pour [Atkinson \(1996\)](#), à hautes fréquences, le spectre possède une forme moyenne caractéristique qui peut être attribuée à des propriétés régionales de la source ou à des conditions de site régionales. [Tsai et Chen \(2000\)](#) relient empiriquement des paramètres caractérisant le spectre à hautes fréquences provenant d'enregistrements taïwanais (notamment f_e et $\kappa(R)$) avec la magnitude, la distance et V_{S30} et déterminent que le spectre à hautes fréquences est contrôlé principalement par des effets de source (κ_{source}) et de site (κ_0). [Purvance et Anderson \(2003\)](#) inversent $\kappa(R)$ comme dépendant à la fois du site, de la source et de la propagation pour des enregistrements dans la région de Guerrero au Mexique. L'inclusion de κ_{source} permet de diminuer l'incertitude, ce que confirment ensuite [Van Houtte et al. \(2011\)](#) dans le cas des données du réseau japonais *Kiban Kyoshin network* [KiK-net]. [Purvance et Anderson \(2003\)](#) observent par ailleurs que κ_{source} varie en fonction du mécanisme au foyer.

Dans les études récentes (e.g., [Van Houtte et al., 2011](#)), on considère que trois effets contribuent à $\kappa(R)$: la source, la propagation et le site. $\kappa(R)$ peut être corrigé de l'effet de distance comme à l'équation 1.15. La valeur de κ_0 résultante dépend des effets de la source et du site, mais est tout de même principalement contrôlée par le site comme le suggère l'étude de [Van Houtte et al. \(2011\)](#). Des informations complémentaires sur la discussion de l'origine de la chute des hautes fréquences sont disponibles dans les articles de [Campbell \(2009\)](#) et [Ktenidou et al.](#) (sous presse).

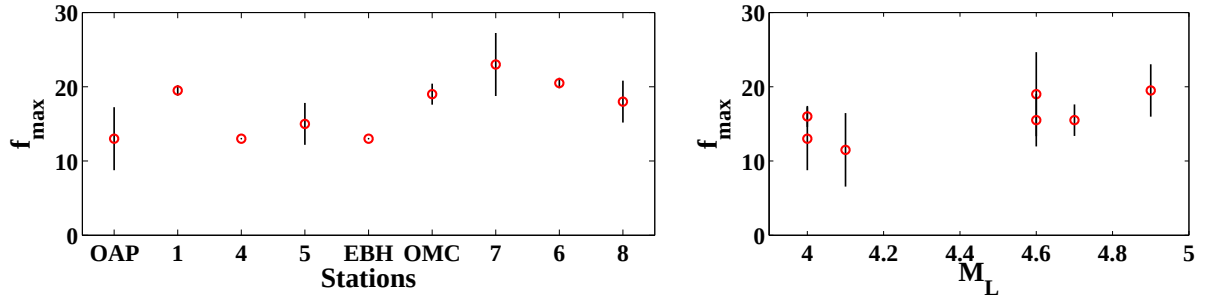


Figure 1.11 : À gauche, les valeurs de f_{max} sont calculées à partir d'une réplique du séisme d'Oroville ($M_L=5.7$ pour le séisme principal et $M_L=4.0$ pour la réplique) pour différents sites à des distances hypocentrales proches (entre 9 et 12 km). Les stations OAP, 1, 4 et 5 sont situées sur des sites avec un remplissage sédimentaire de plus de 200 m d'épaisseur, les stations EBH, OMC et 7 sur des sédiments moins épais et les stations 6 et 8 sur le rocher d'âge Mésozoïque. À droite, les valeurs de f_{max} sont calculées à la station OAP pour différentes répliques du séisme d'Oroville avec $4.0 \leq M_L \leq 4.9$ localisées à des distances hypocentrales entre 12 et 13 km. Les valeurs de f_{max} ont été déterminées visuellement pour les deux composantes horizontales par [Hanks \(1982\)](#). Les ronds rouges représentent la moyenne sur les deux composantes horizontales et le trait noir la dispersion. Notons l'importance de l'écart pour certains enregistrements entre les deux valeurs de f_{max} correspondantes aux deux composantes horizontales.

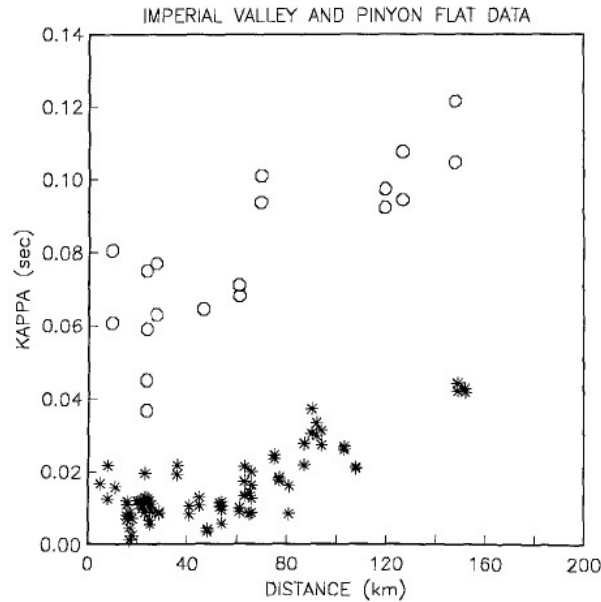


Figure 1.12 : Exemple de mesures de $\kappa(R)$ à partir d'événements enregistrés sur un site sédimentaire profond (El Centro, représenté par des cercles) et sur un site plutôt rocheux (Pinyon Flat, représenté par des astérisques) à proximité d'Anza en Californie. Les données de El Centro ont été collectées par [Anderson et Hough \(1984\)](#) et celles de Pinyon Flat par [Hough et al. \(1988\)](#).

1.1.3.3 Caractérisation et classification des sites rocheux en sismologie

L'amplification à un site est principalement contrôlée par les contrastes d'impédance entre les couches ou le profil de vitesse des ondes de cisaillement et par les mécanismes d'atténuation (section 1.1.1). Ces dernières années, les études en sismologie se sont principalement focalisées sur l'étude des sols « mous » pouvant engendrer de fortes amplifications. La caractérisation du mouvement sismique au rocher a quant à elle été moins étudiée. Les quelques études consacrées à ce type de site montrent cependant que la définition du rocher a évolué et qu'elle s'est affinée.

La caractérisation des conditions de site a ainsi évolué de deux catégories de site (rocher ou sol) à des classes plus spécifiques définies en fonction des réglementations en vigueur dans chaque pays, puis à une caractérisation par un paramètre représentant le profil de vitesse des ondes de cisaillement à proximité de la surface (V_{S30}). Récemment, les propriétés liées à l'amortissement ou au profil de vitesse des ondes S ont été discutées.

⇒ Caractérisation du rocher à partir de classes de site :

Avant les années 1990, la grande majorité des modèles de prédiction empiriques considéraient seulement deux classes de site, une au rocher et une pour les sols (e.g., Joyner et Boore, 1981). C'est notamment le cas de la relation empirique de Berge-Thierry *et al.* (2003) utilisée dans la règle fondamentale de sureté française (RFS-2001-01). Ces deux classes étaient définies à partir de critères géologiques ou à partir de l'épaisseur de sédiments. Ensuite, les réglementations en vigueur dans chaque pays ont défini plusieurs catégories de site, notamment en fonction de la vitesse des ondes de cisaillement dans les trente premiers mètres (V_{S30}). L'utilisation du paramètre V_{S30} trouve son origine dans la longueur des tubes utilisés dans les essais géotechniques aux États-Unis qui étaient de 30 m (100 ft). Ce paramètre est défini comme suit :

$$V_{S30} = \frac{\sum_{i=1}^N h_i}{\sum_{i=1}^N \frac{h_i}{V_{Si}}} \quad (1.16)$$

avec N le nombre de couches lithologiques homogènes (même V_S) entre la surface et 30 m, h_i l'épaisseur de la couche i et V_{Si} sa vitesse d'ondes de cisaillement. Les catégories de site sont définies de différentes manières suivant les pays et notamment les caractérisations du rocher diffèrent : dans la réglementation américaine, *National Earthquake Hazard Reduction Program* [NEHRP] (Building Seismic Safety Council, 2000), la classe rocher est définie comme un site avec $V_{S30} > 760$ m/s et un rocher très dur comme un site avec $V_{S30} > 1500$ m/s ; dans la réglementation européenne, l'Eurocode 8 (European Committee for Standardization (CEN), 2004) définit seulement une classe pour les rochers avec $V_{S30} > 800$ m/s ; dans la réglementation japonaise (Japan Road Association, 1980, 1990), la classe rocher est définie pour des sites avec $V_{S30} > 600$ m/s.

L'attribution d'un site à une classe de sol nécessite donc de mesurer ce paramètre V_{S30} et sa mesure implique la détermination au préalable du profil de vitesse des ondes de cisaillement jusqu'à au moins 30 m. Ce profil de vitesse peut être établi soit par des méthodes en forages (crosshole, downhole) et/ou par de la sismique active (réfraction, SASW (*Spectral Analysis of*

Surface Waves), MASW (*Multichannel Analysis of Surface Waves*) ou passive (bruit de fond en réseau) applicable dans le cas de milieux horizontalement stratifiés (généralement pas le cas des milieux rocheux). Toutefois, ces méthodes peuvent donner des mesures de profil de vitesse très différentes (e.g., [Regnier et al., 2010](#)). À partir d'une synthèse de données existantes, [Moss \(2008\)](#) montre que le coefficient de variation des mesures de profil de vitesse est de 1-3% pour les méthodes de types crosshole et downhole, de 5-6% pour les méthodes SASW et de 20-35% dans le cas de corrélation entre V_{S30} et la géologie (e.g., [Wills et Clahan, 2006](#), figure 1.4). [Renalier \(2010\)](#) a effectué une comparaison des mesures de V_{S30} par ces techniques et a montré que les valeurs de V_{S30} étaient comparables pour des sites mous ($V_{S30} < 600$ m/s) mais que les techniques de crosshole fournissaient des vitesses plus élevées pour des sites compacts. Elle explique cette différence par le fait que dans le cas d'un milieu à vitesse rapide sous des couches superficielles, l'onde réfractée est celle qui arrive en première : de ce fait c'est la vitesse du milieu sous-jacent qui est mesurée. Dans de nombreux cas, le profil de vitesse n'est d'ailleurs pas défini jusqu'à 30 m et V_{S30} peut être extrapolé si le profil atteint au moins 5 m par deux méthodes : le profil peut être prolongé jusqu'à 30 m ([Boore, 2004](#)) ou V_{S30} peut être déterminé à partir d'une relation empirique entre V_{SZ} , où Z est la profondeur maximale atteinte, et V_{S30} , où V_{S30} est déterminé préalablement à partir de profils de vitesse complets disponibles à des sites dont les propriétés sont proches de celles de la zone d'étude ([Boore, 2004](#); [Cadet et Duval, 2009](#); [Boore et al., 2011](#)).

Dans le cas où il n'y a pas de mesure du profil de vitesse, d'autres techniques existent pour déterminer la classe de site. Une estimation grossière de V_{S30} peut être obtenue à partir d'essais géotechniques SPT, où le profil de vitesse des ondes S peut être estimé empiriquement à partir de la mesure du nombre de coups (e.g., [Hasancebi et Ulusay, 2007](#); [Hanumantharao et Ramana, 2008](#)). Pour des sites ayant enregistré des séismes ou à partir de mesures de vibrations ambiantes à proximité du site, des catégories de site peuvent être définies à partir de la forme de la fonction de transfert du site et notamment à partir de la période prédominante ([Zhao et al., 2006a](#); [Fukushima et al., 2007](#); [Di Alessandro et al., 2012](#)). L'attribution d'un site à une catégorie de site peut aussi être réalisée à partir d'informations très sommaires telles que la carte géologique avec une fiabilité très faible ([Douglas et al., 2009](#); [Regnier et al., 2010](#)). Pour représenter V_{S30} à l'échelle d'une région plutôt qu'un site, V_{S30} peut être estimé à partir d'une corrélation avec la topographie si un modèle numérique de terrain est disponible (e.g., [Wald et Allen, 2007](#); [Lemoine et al., 2012](#)). Cette corrélation avec la topographie prédisant que plus la pente est forte plus V_{S30} est élevé, reste très discutée. [Yong et al. \(2012\)](#) ont récemment inclus des informations géomorphologiques complémentaires telles que la texture et la convexité. Il est aussi possible de récupérer les informations disponibles à une échelle régionale et de les associer à une unité géologique. Ainsi, [Wills et Clahan \(2006\)](#) ont ainsi déterminé un V_{S30} moyen pour chacune des catégories géologiques en Californie à partir des profils de vitesse disponibles pour chaque unité géologique (figure 1.4). Ils montrent ainsi que le coefficient de variation est plus fort pour les unités a priori les plus compétentes. [Wills et Gutierrez \(2008\)](#) ajoutent des catégories pour les formations quaternaires en fonction de la distance au rocher ou de la topographie.

Au final, une grande hétérogénéité existe dans la façon d'attribuer un site à une classe de

site et généralement peu d'informations sont données sur la méthodologie utilisée et sa fiabilité. De plus, parmi les « rochers », une grande hétérogénéité de sites y est incluse. Toutefois la caractérisation en classes de site est encore largement utilisée pour la définition de modèles de prédiction empiriques du mouvement sismique, comme c'est notamment le cas d'un des derniers modèles empiriques européen (Akkar et Bommer, 2010). Les spectres réglementaires de dimensionnement sont aussi définis pour une classe de site et de ce fait, la sélection d'accélérogrammes associés est réalisée pour la classe de site « rocher ».

⇒ **Caractérisation du rocher à partir du paramètre V_{S30} :**

Pour diminuer la subjectivité des classes de site, Joyner et Fumal (1984) sont les premiers à définir les conditions de site comme une fonction continue de V_{S30} . Aujourd'hui de nombreux modèles de prédiction empiriques du mouvement sismique incluent V_{S30} (e.g., Boore et Atkinson, 2008; Abrahamson et Silva, 2008; Rodriguez-Marek *et al.*, 2011). Toutefois, le développement de modèles incluant V_{S30} est limité par la mesure même de ce paramètre (e.g., modèle empirique européen de Akkar et Bommer, 2010). À partir de données européennes et du Moyen-Orient, Bragato (2008) montre que la prise en compte de V_{S30} dans le modèle empirique permet une réduction de 6% de la variabilité totale.

⇒ **Caractérisation du rocher à partir des paramètres V_{S30} et f_0 :**

L'utilisation du paramètre V_{S30} seul est controversée car il caractérise seulement la structure superficielle et non la structure complète du site (e.g., Castellaro *et al.*, 2008). Pour un V_{S30} donné, de nombreux profils de vitesse sont possibles (figure 1.13). Cadet *et al.* (2010) ont montré que les sites regroupés dans la catégorie de site « rocher » comme définie dans l'Eurocode 8, étaient caractérisés par une forte variabilité de la forme de la fonction transfert et notamment de sa fréquence de résonance (f_0), comme l'illustre la figure 1.14. C'est pourquoi, ils ont suggéré que le rocher de référence européen soit défini à la fois en fonction de V_{S30} ($750 < V_{S30} < 850$ m/s) et aussi en fonction de sa fréquence de résonance ($f_0 > 8$ Hz). La fréquence de résonance présente l'avantage de considérer à la fois la vitesse et aussi l'épaisseur de la couche résonante dans sa définition ($f_0 = V_S/(4H)$, avec H l'épaisseur de la couche de sol). Cette fréquence de résonance peut être estimée à partir d'enregistrements de bruit ambiant en calculant le rapport des spectres de Fourier des composantes horizontales sur la composante verticale, dans le cas des sites présentant un contraste d'impédance fort (e.g., Nakamura, 1989; Bard et SESAME participants, 2004). On peut également la calculer à partir d'enregistrements de séismes avec la même technique (e.g., Lermo et Chávez-García, 1993; Bonilla *et al.*, 1997) ou à partir du rapport des spectres de Fourier entre un enregistrement sur le site en surface et un enregistrement de référence pris soit en surface ou en profondeur (e.g., Borchardt, 1970; Steidl *et al.*, 1996; LeBrun *et al.*, 2001; Bonilla *et al.*, 2002; Cadet *et al.*, 2012b).

Cadet *et al.* (2012a) étudient des corrélations empiriques entre l'amplification à un site et des paramètres simples tels que V_{SZ} , avec Z égal à 5, 10, 20 et 30 m et la fréquence de résonance du site, f_0 . L'amplification est calculée à partir des données KiK-net par la méthode des rapports

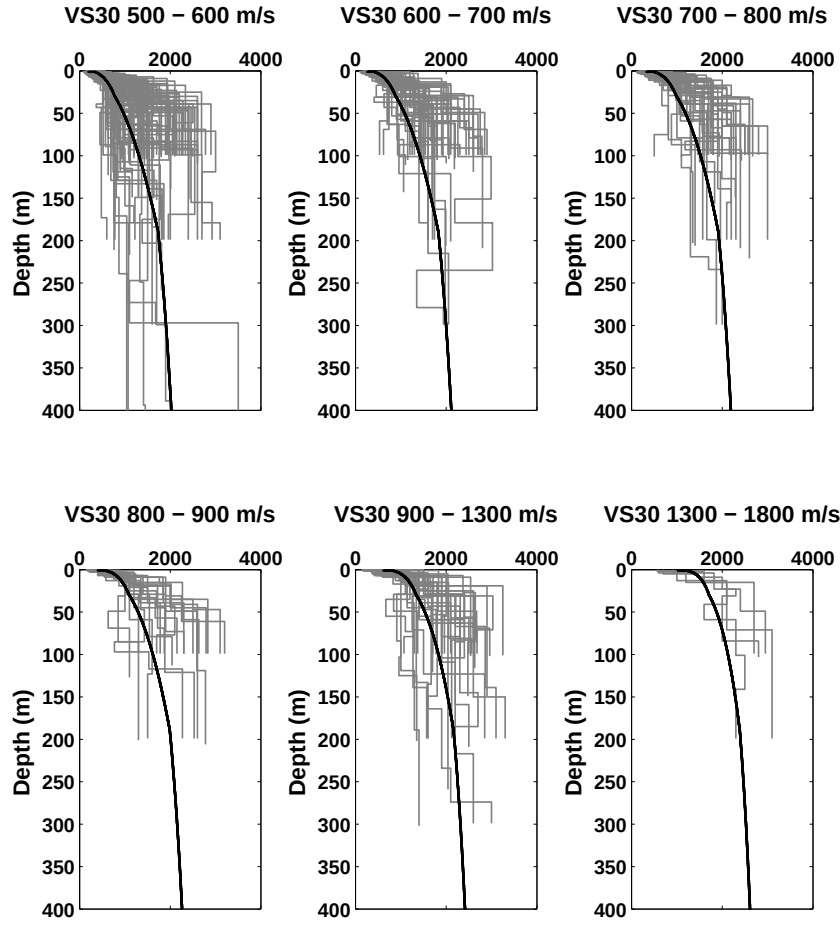


Figure 1.13 : Profils de vitesse des ondes de cisaillement du réseau japonais *KiK-net* pour plusieurs gammes de V_{S30} en gris. En noir, le profil générique correspondant au V_{S30} moyen pour chaque gamme de V_{S30} est représenté. Ce profil a été déterminé à partir des profils de [Boore et Joyner \(1997\)](#) et [Cotton et al. \(2006\)](#).

spectraux entre un enregistrement en surface et un enregistrement en profondeur corrigé des effets de profondeur et des effets de surface libre ([Cadet et al., 2012b](#)). Le paramètre seul qui permet de mieux reproduire l'amplification observée est la fréquence de résonance. La considération du couple V_{S30} - f_0 permet de réduire davantage l'écart entre prédictions et observations.

Toutefois, la mesure du paramètre f_0 requiert un pic net d'amplitude supérieure à 2, que l'on observe principalement en présence d'un contraste d'impédance fort. Dans le cas des sites au rocher, une mesure de f_0 ne peut être ainsi attribuée à tous les sites. Une autre solution, proposée par [Di Alessandro et al. \(2012\)](#), consiste à définir des sous-classes au sein de la catégorie de site « rocher » en fonction de la forme de la fonction de transfert (cas avec un pic clair supérieur à 5 Hz, cas avec une fonction de transfert plate, cas avec une amplification large bande ou avec des pics multiples à des fréquences supérieures à 5 Hz).

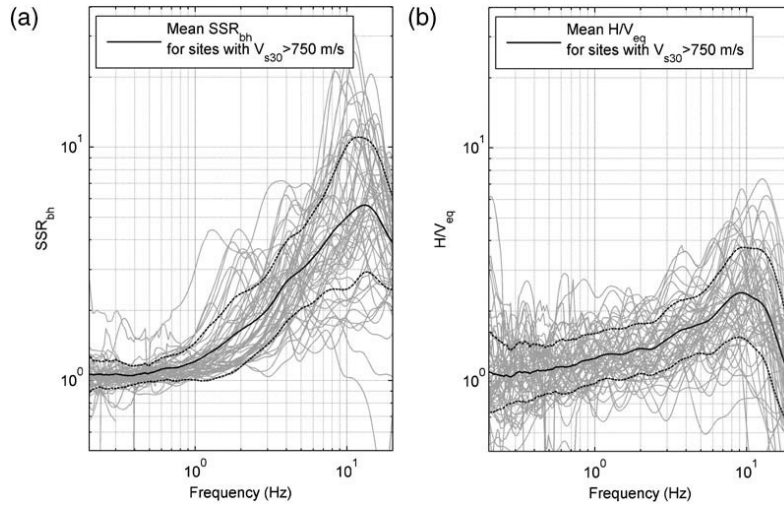


Figure 1.14 : Fonctions de transfert des sites avec $V_{S30} > 750$ m/s calculées (a) à partir du rapport des spectres de Fourier des enregistrements de surface sur ceux en profondeur (SSR_{bh}) et (b) à partir du rapport des spectres de Fourier des composantes horizontales sur la composante verticale (H/V_{eq}). Ces fonctions de transfert ont été établies à partir d'enregistrement du réseau japonais KiK-net par [Cadet et al. \(2010\)](#). La ligne noire correspond à la moyenne et les lignes pointillées noires à la moyenne plus ou moins un écart-type. D'après [Cadet et al. \(2010\)](#).

➤ Caractérisation du rocher à partir du paramètre V_{S30} associé à un profil de vitesse des ondes de cisaillement :

Dans les simulations numériques, un profil de vitesse des ondes de cisaillement est nécessaire pour calculer la réponse d'un site. [Boore et Joyner \(1997\)](#) ont défini deux profils de vitesse des ondes S moyens pour deux rochers à partir de mesures en forage et de résultats de tomographie de la croûte en Californie. En particulier, ils ont qualifié un site rocheux plutôt mou avec un V_{S30} de 620 m/s (correspondant en moyenne au rocher en Californie) et un site rocheux très dur avec un V_{S30} de 2800 m/s (correspondant au rocher présent au nord-est des États-Unis qui est un rocher de craton). [Cotton et al. \(2006\)](#) extrapolent ces profils de vitesse à des valeurs intermédiaires de V_{S30} (figure 1.15a). La vitesse de ces profils augmente graduellement avec la profondeur (avec une augmentation plus rapide dans les 200 premiers mètres). Ces profils lissés, sans contraste d'impédance, permettent à partir de méthodes telles que la méthode du quart de la longueur d'onde (e.g., [Joyner et al., 1981](#); [Boore, 2003](#)), de calculer l'amplification pour un V_{S30} donné dans le cas de sites rocheux (figure 1.15b). Ainsi, plus V_{S30} est faible et plus l'amplification est importante.

Ces profils de vitesse génériques sont aujourd'hui largement utilisés par la communauté scientifique dans différentes applications :

- par exemple dans le programme de simulations stochastiques (*SMSIM*) développé par [Boore \(1983, 2003\)](#) pour générer des traces temporelles ou la réponse spectrale ;
- pour corriger un enregistrement en profondeur et le ramener à des conditions de surface libre ([Cadet et al., 2012b](#)) ;
- pour calculer le facteur de correction entre un site de référence et un site cible (e.g., [Campbell, 2003](#); [Van Houtte et al., 2011](#)).

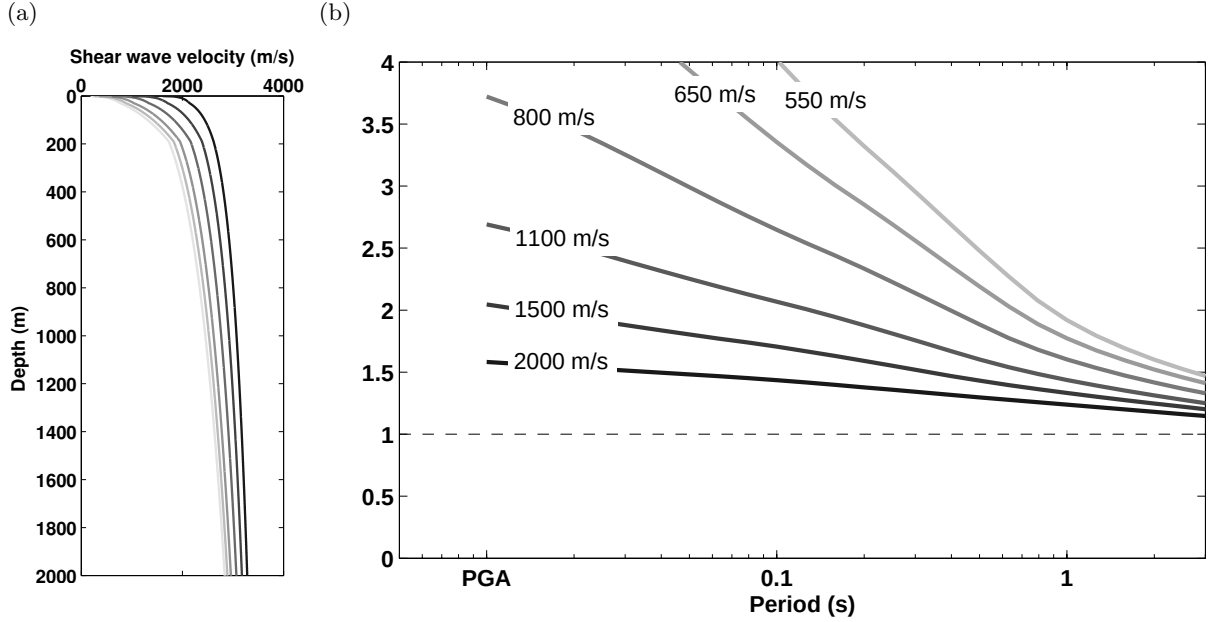


Figure 1.15 : a. Profils de vitesse génériques définis par [Cotton et al. \(2006\)](#) en extrapolant les deux profils génériques initiaux définis par [Boore et Joyner \(1997\)](#) à partir de données californiennes pour $V_{S30}=620$ m/s et $V_{S30}=2800$ m/s. b. Amplifications calculées à partir des profils génériques et de la méthode du quart de la longueur d'onde (e.g., [Joyner et al., 1981](#); [Boore, 2003](#)). Les valeurs de V_{S30} associées à des courbes avec différentes teintes de gris sont indiquées en b.

Toutefois, ces profils ont été obtenus à partir de données californiennes, et ne sont pas forcément appropriés aux autres régions. La comparaison par exemple avec les profils japonais (figure 1.13) semble montrer que les profils japonais ont une impédance plus marquée (vitesse plus faible en surface et plus élevée à partir de quelques mètres). Ce point sera discuté de nouveau au chapitre 3.

➤ Caractérisation du rocher à partir des paramètres V_{S30} et κ_0 :

[Boore et Joyner \(1997\)](#) définissent l'amplification à un site rocheux comme fonction d'un profil générique associé au paramètre V_{S30} mais aussi en fonction du paramètre κ_0 . Ils incluent la correction suivant κ_0 sur toute la gamme de fréquences comme suit : $A(f) = A_0 \exp(-\pi\kappa_0 f)$. La figure 1.16 illustre l'effet de différentes valeurs de κ_0 sur l'amplification du site. Plus κ_0 est élevé et plus les hautes fréquences (courtes périodes) sont atténuées. Comme l'ont montré [Anderson et Hough \(1984\)](#) et [Hough et al. \(1988\)](#) (voir l'exemple de la figure 1.12), les sites rocheux sont associés à des valeurs de κ_0 plus faibles. Ainsi à hautes fréquences, les sites rocheux amplifieraient plus que les sites mous, ce qui démontre l'importance de la caractérisation de ce paramètre κ_0 .

Dans la majorité des applications, κ_0 est interprété comme un paramètre de site comme l'avait suggéré [Anderson et Hough \(1984\)](#). En plus de la méthode traditionnelle d'[Anderson et Hough \(1984\)](#), d'autres approches ont été développées pour définir κ_0 pour un site spécifique. En effet, la méthode traditionnelle requière un nombre important d'enregistrements associé à des événements de magnitudes relativement grandes afin d'avoir une bande de fréquences de mesure suffisamment importante entre la fréquence coin et la fréquence maximale. C'est pourquoi pour

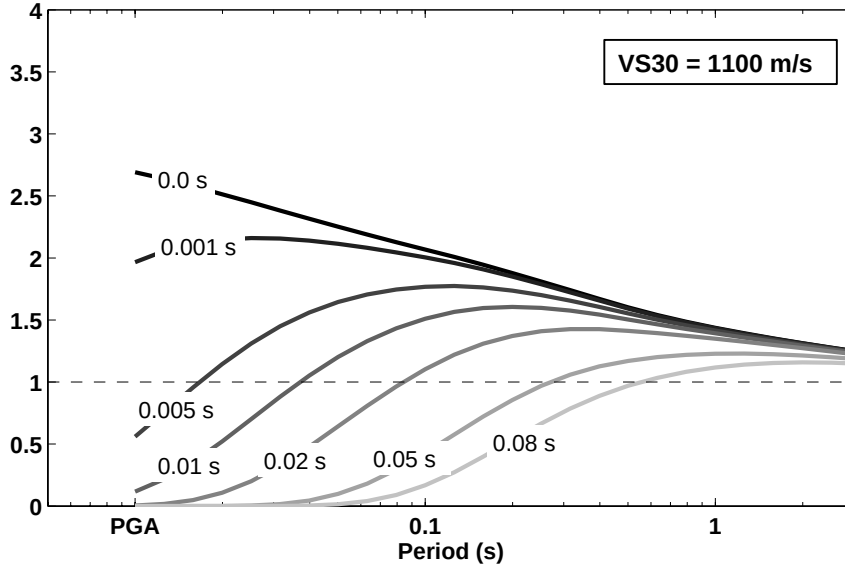


Figure 1.16 : Courbes d'amplification calculées à partir d'un profil de vitesse générique de V_{S30} égal à 1100 m/s et pour différentes valeurs de κ_0 .

les zones à faible sismicité, des méthodes alternatives ont été proposées. [Ktenidou et al.](#) (sous presse) ont fait une synthèse des différentes approches possibles pour déterminer κ_0 et ont suggéré des nouvelles notations pour éviter les confusions entre les méthodes (table 1.2). La notation κ_0 décrit de manière générale une mesure de l'atténuation des hautes fréquences interprétée comme ayant une origine liée à un site spécifique. [Ktenidou et al.](#) (sous presse) conseillent de ne pas utiliser les différents κ_0 dans toutes les applications et proposent pour chaque mesure de κ_0 des applications éventuelles.

Pour les régions où la sismicité est faible ou les sites non instrumentés, κ_0 peut aussi être déterminé à partir d'une relation empirique le reliant au paramètre V_{S30} . Plusieurs études ont exploré les relations existantes entre les propriétés géotechniques des rochers (e.g., V_{S30}) et κ_0 ([Silva et al.](#), 1998; [Chandler et al.](#), 2006; [Edwards et al.](#), 2011; [Van Houtte et al.](#), 2011). La figure 1.17a présente les valeurs de κ_0 calculées dans différentes régions par différents auteurs et à partir de différentes méthodes en fonction du paramètre V_{S30} . Pour les rochers, κ_0 est compris entre environ 0.09 s pour les rochers les plus mous et 0.001 s pour les rochers les plus durs.

Trois exemples de relations empiriques définies entre V_{S30} et κ_0 sont montrés à la figure 1.17b. Ces relations prédisent que κ_0 est inversement proportionnel à V_{S30} . Dans la littérature ont été établies à la fois des relations logarithmiques, des relations linéaires et des relations de puissance entre κ_0 et V_{S30} . Cette corrélation entre κ_0 et V_{S30} reste relativement faible : par exemple, [Van Houtte et al.](#) (2011) obtiennent un coefficient de corrélation de 0.39. Ces relations empiriques entre κ_0 et V_{S30} sont actuellement remises en question par [Ktenidou et al.](#) (sous presse). En effet, ces relations sont obtenues à partir de mesures provenant de plusieurs régions alors que des effets régionaux ont été observés (e.g., [Atkinson](#), 1996). κ_0 est aussi estimé à partir de différentes méthodes (voir table 1.2) et au sein même des méthodes, des variations sont observées ([Ktenidou et al.](#), 2013). [Douglas et al.](#) (2010) ont comparé les valeurs de $\kappa(R)$ obtenues

Table 1.2 : Table récapitulant les différentes approches de mesure de κ et indiquant pour chaque approche les applications pour lesquelles ces mesures peuvent être utilisées. D'après *Ktenidou et al.* (sous presse).

Notation	Principe	Main references	Measurement / computation	Freq. range	Q effect	Zero-distance?	Site-specific?	Possible uses
κ_{AS_r}	High-frequency decay of the S-wave Fourier spectrum	Anderson et Hough (1984) ; Hough et Anderson (1988)	Direct measurement on the S-wave Fourier acceleration spectrum above f_c , where it is theoretically flat	High (above f_c)	Present	No	No, extrapolate to $R_e = 0$ for κ_{AS_0}	Host-to-target adjustment of GMPEs
κ_{TF_0}	Analogy to high-frequency decay	Drouet et al. (2010)	Direct measurement on the site transfer function (derived through separation of source-path-site terms)	High (above resonances)	Removed	Yes	Yes, ready to use	Host-to-target adjustment of GMPEs
κ_{SS_r}	Analogy to high-frequency decay	Oth et al. (2011a)	Direct measurement on the source spectrum (after removal of Q and site amplification effects) and averaging across all spectra recorded at the same site	High (above resonances)	Removed (to 5 km)	Yes	No, average for κ_{SS_0}	Host-to-target adjustment of GMPEs
κ_{IRVT_0}	Analogy to high-frequency decay	Al Atik et al. (in press)	Direct measurement on the Fourier spectrum derived from IRVT as compatible with the GMPE response spectrum	High (above f_{peak})	Ignored (use of small R_s in GMPE)	Yes	Yes, ready to use	Host-to-target adjustment of GMPEs (host)
κ_{RESP_0}	Peak & shape of the normalized acceleration response spectrum	Silva et Darragh (1995) ; Silva et al. (1998)	Fitting of stochastically simulated response spectra (where κ is a model input parameter) coupled with site amplification to observed response spectra	Entire band	Ignored (use of small R_s)	Yes	Yes, ready to use	Stochastic simulations
κ_{BB_r}	Inversion of the entire frequency band of the spectrum	Edwards et al. (2011) , Anderson et Humphrey (1991) , Humphrey et Anderson (1992) , Kilb et al. (2012)	Broadband inversion of the entire spectrum for source, path and site terms (usually for moment, f_c and κ_0)	Entire band	Present	No	No, extrapolate to $R_e = 0$ for κ_{BB_0}	Stochastic simulations
κ_{DS_r}	Small magnitudes (strong trade-off with source)	Biasi et Smith (2001)	Direct measurement on low-frequency part of the Fourier displacement spectrum (much below f_c) where it is theoretically flat	Low (below f_c)	Present	No	No, extrapolate to $R_e = 0$ for κ_{DS_0}	Host-to-target adjustment of GMPEs (target): measure rather than infer from V_{S30})

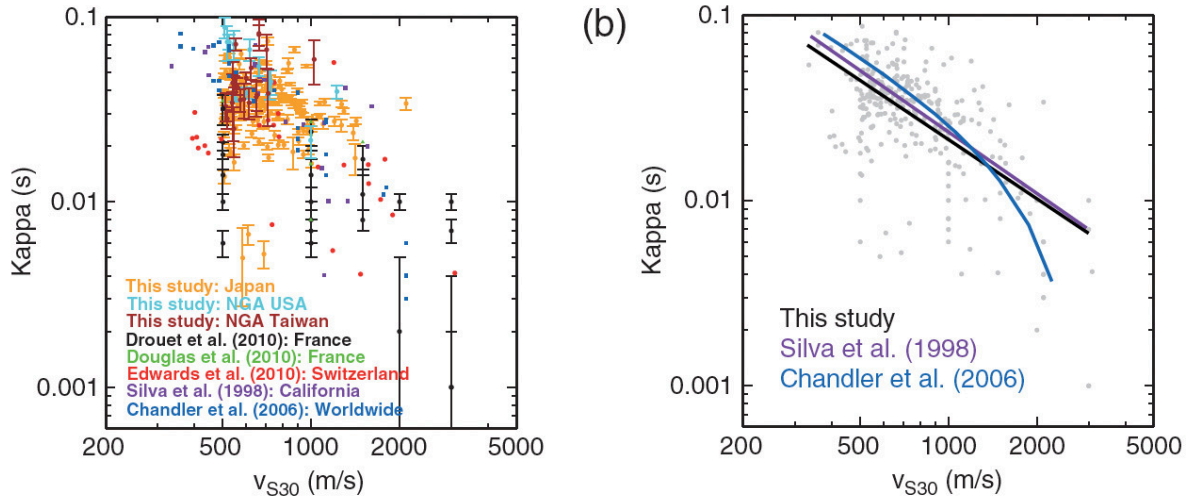


Figure 1.17 : a) Synthèse des mesures de κ_0 pour un site spécifique réalisées par divers auteurs dans différentes régions (voir légende de la figure et "This study" correspond à l'étude de Van Houtte et al., 2011) et représentées en fonction du paramètre V_{S30} . Pour définir ces valeurs de κ_0 , plusieurs méthodes ont été utilisées : Van Houtte et al. (2011) et Douglas et al. (2010) ont déterminé κ_{AH} à partir de la méthode traditionnelle, Drouet et al. (2010) ont déterminé κ_{TF} , Edwards et al. (2011) κ_{BB} et Silva et al. (1998) κ_{RESP} (voir les correspondances des notations à la table 1.2). b) Mêmes valeurs de κ_0 qu'en a) avec les corrélations entre κ_0 et V_{S30} déterminées par les auteurs cités sur la figure. La relation de Van Houtte et al. (2011) (courbe noire) est basée sur tous les points de mesure gris. Comme Van Houtte et al. (2011), Chandler et al. (2006) ont utilisé des résultats provenant d'études antérieures, mélangeant ainsi les régions et les méthodes de mesure de κ_0 . D'après Van Houtte et al. (2011).

à partir de la méthode traditionnelle par trois auteurs différents (dont deux manuellement et un avec une méthode semi-automatique). Pour la grande majorité des sites, les écarts sont de l'ordre de 10 à 20%. Cependant, pour certains enregistrements, l'écart peut être supérieur à 50%. Plus le nombre d'enregistrements à un site est important et moins il y a d'écart. Ktenidou et al. (2013) ont établi une liste de recommandations à suivre pour diminuer la subjectivité de la mesure de $\kappa(R)$ avec la méthode traditionnelle. Ktenidou et al. (sous presse) parlent respectivement de variabilité « inter-méthodes » et « intra-méthodes ». Enfin, Ktenidou et al. (sous presse) mettent aussi en avant une variabilité provenant de l'utilisation de différents instruments. En effet, la gamme de fréquences de mesure de $\kappa(R)$ va être affectée par la fréquence d'échantillonnage, la réponse caractéristique de l'instrument ainsi que par les différents traitements qui vont être opérés sur les données (e.g., filtrage, ré-échantillonnage).

Pour Anderson et Hough (1984), κ_0 représente l'atténuation des ondes sismiques au sein de la structure géologique sous le site jusqu'à 2 km de profondeur. C'est pourquoi, Van Houtte et al. (2011) ont aussi évalué κ_0 à partir des données japonaises en fond de puits. Leurs résultats montrent que la corrélation entre κ_0 en profondeur et la vitesse des ondes de cisaillement en fond de puits est légèrement meilleure que celle entre κ_0 en surface et V_{S30} mais reste très faible (coefficient de corrélation de 0.264 en profondeur et de 0.134 en surface). Ils suggèrent ainsi une origine de κ_0 plus profonde que celle des couches superficielles. Antérieurement, Campbell (2009) avait aussi évoqué une dépendance entre κ_0 et l'épaisseur de sédiment, jusqu'à 960 m.

La caractérisation des sites en fonction des paramètres V_{S30} et κ_0 est employée dans différentes applications. Boore (2003) intègre dans sa méthode stochastique de génération de traces temporelles (SMSIM), l'amplification du site en fonction de V_{S30} et κ_0 comme énoncé par Boore et Joyner (1997). Dans le cas des zones continentales stables, régions caractérisées par des rochers très durs et une sismicité faible, des modèles de prédiction empiriques sont développés pour un V_{S30} et un κ_0 donnés, à partir de simulations stochastiques en modèle de point source (Toro *et al.*, 1997) ou en modèle de faille étendue (Atkinson et Boore, 2006) ou à partir de méthodes hybrides combinant simulations et modèles empiriques développés dans des régions où la sismicité est active (Campbell, 2003). Par ailleurs, pour les études d'aléa probabiliste, le mouvement sismique est défini pour une référence commune en terme de V_{S30} et κ_0 . Par exemple, dans le cadre du projet harmonisation de l'estimation de l'aléa sismique en Europe (*Seismic Hazard Harmonization in Europe* [SHARE]), la référence correspond à $V_{S30} = 800$ m/s et $\kappa_0 = 0.03$ s. Ainsi les modèles développés pour des rochers très durs dans les zones continentales stables doivent être ajustés à cette référence. Van Houtte *et al.* (2011) ont déterminé des facteurs d'amplification permettant d'ajuster le mouvement sismique défini pour un rocher très dur à un rocher de référence plus mou en utilisant leur relation empirique reliant κ_0 à V_{S30} dans le cadre du projet SHARE. La figure 1.18 présente le facteur d'amplification calculé par Van Houtte *et al.* (2011) entre un rocher de référence de type européen et un rocher très dur, rencontré typiquement dans les zones continentales stables. Ce facteur d'amplification théorique, dépendant à la fois de V_{S30} et κ_0 , indique que le rocher le plus dur amplifie plus que le rocher le plus mou à basses périodes (hautes fréquences). Ce résultat prouve l'importance de considérer le paramètre κ_0 pour décrire le mouvement sismique enregistré sur un site rocheux. Toutefois, ce rapport d'amplification est théorique et n'a jamais été confirmé par les données. Ce point précis sera discuté au chapitre 3.

⇒ Caractérisation du rocher à partir d'un profil de vitesse de référence pour un site spécifique :

Un profil de vitesse de référence est nécessaire pour définir l'amplification de référence pour une région donnée. Dans de nombreuses applications, les profils génériques de Boore et Joyner (1997) sont utilisés. Toutefois, d'une région à une autre, les rochers sont variables et comme on a pu le constater précédemment (figure 1.13), les profils génériques de Boore et Joyner (1997) ne sont pas adaptés à toutes les régions.

Dans le cadre du projet analyse probabiliste de l'aléa sismique des sites nucléaires Suisses (*Probabilistische Erdbeben-Gefährdungs-Analyse für KKW-Standorte in der Schweiz* [PEGASOS Refinement project]), Poggi *et al.* (2011) ont obtenu un profil de vitesse de référence pour la Suisse à partir d'une nouvelle méthode. Celle-ci est basée sur la méthode du quart de la longueur d'onde introduite par Joyner *et al.* (1981) et utilisée par exemple par Boore et Joyner (1997) et Boore (2003) pour obtenir l'amplification liée à un site à partir d'un profil de vitesse générique. Dans le cas suisse, Poggi *et al.* (2011) ont calculé dans un premier temps la vitesse moyenne du quart de la longueur d'onde à partir des profils de vitesse des ondes S disponibles à 27 stations.

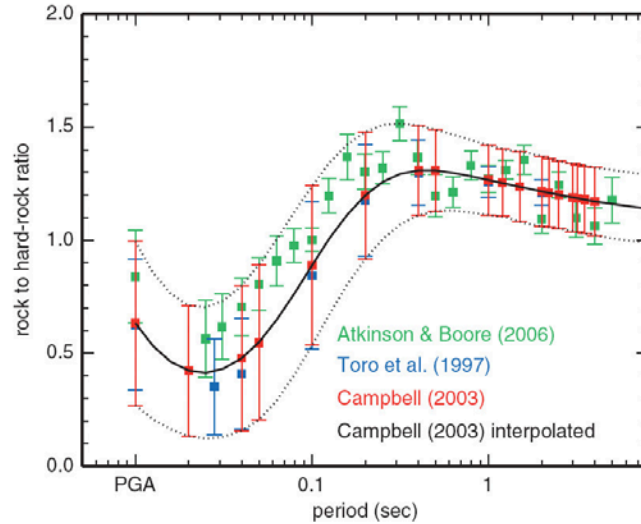


Figure 1.18 : Facteurs d'amplification entre un rocher ($V_{S30}=800$ m/s et κ_0 compris entre 0.02 s et 0.05 s) et un rocher très dur (V_{S30} compris entre 2000 et 2800 m/s et κ_0 compris entre 0.002 s et 0.012 s) déterminés par Van Houtte et al. (2011) à partir des modèles empiriques d'Atkinson et Boore (2006) (vert), de Toro et al. (1997) (bleu) et de Campbell (2003) (rouge). La courbe noire correspond à l'interpolation du rapport calculé à partir du modèle de Campbell (2003). D'après Van Houtte et al. (2011).

Ensuite, ils ont calculé la réponse de chaque site à partir de la méthode d'inversion décrite par Edwards *et al.* (2008) permettant de séparer les effets de la source, de la propagation et du site. Ils ont déterminé une relation linéaire à chaque fréquence entre cette vitesse moyenne du quart de la longueur d'onde et l'amplification du site. Sous l'hypothèse que le profil de référence est défini pour un site ne présentant aucune amplification, la vitesse moyenne du quart de la longueur d'onde correspondant à une amplification du site unitaire a été extraite pour chaque fréquence et est présentée à la figure 1.19b, en bas. Le profil de vitesse de référence a ensuite été obtenu par une procédure d'inversion. Ces mêmes auteurs travaillent actuellement sur la détermination d'un profil de référence dans le cas japonais à partir d'une méthode similaire mais utilisant directement l'amplification empirique des sites (Poggi *et al.*, 2012).

1.1.4 Indicateurs caractérisant le mouvement sismique « au rocher »

Les indicateurs du mouvement sismique sont des paramètres essentiels pour décrire les principales caractéristiques d'un enregistrement. Dans la littérature, de nombreux paramètres ont été proposés pour caractériser l'amplitude, l'énergie, la durée et le contenu fréquentiel d'un signal sismique (e.g., Kramer, 1996). Les différents indicateurs utilisés dans ce travail de thèse sont introduits dans cette section. La figure 1.20 présente ces paramètres à partir de l'exemple d'un enregistrement.

Les paramètres les plus simples à déterminer sont ceux qui sont directement déduits de la trace temporelle, comme c'est notamment le cas de la mesure du maximum de l'amplitude d'une trace temporelle. Le maximum de l'accélération (*Peak Ground Acceleration* [PGA]) représente le

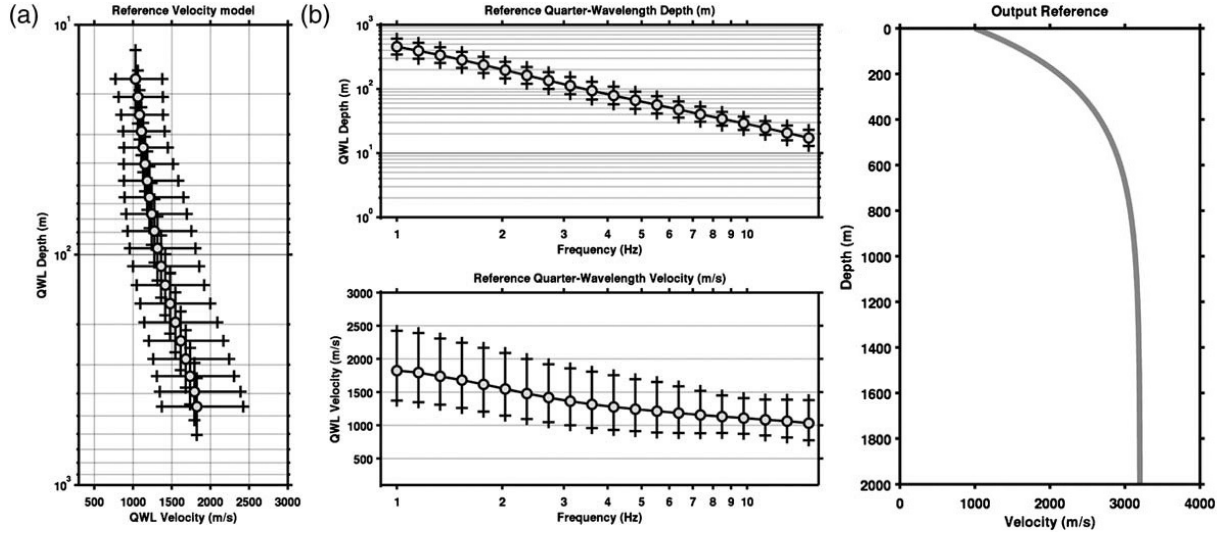


Figure 1.19 : À droite, profil de vitesse de référence déduit par *Poggi et al. (2011)* dans le cadre du projet nucléaire suisse PEGASOS Refinement project. Ce profil de référence a été obtenu suite à une inversion de la vitesse moyenne du quart de la longueur d'onde de référence (au centre en bas) ainsi que de la profondeur moyenne de référence. Au centre, est montrée la dépendance avec la fréquence des paramètres de la méthode du quart de la longueur d'onde. À gauche, représentation du profil de vitesse de référence du quart de la longueur d'onde. D'après *Poggi et al. (2011)*.

paramètre le plus largement utilisé dans le champ du risque sismique, depuis la caractérisation de l'aléa, jusqu'au dimensionnement de structures. Comme le montre la figure 1.20a, le maximum de l'accélération est différent pour les deux composantes horizontales, à la fois en amplitude et en temps d'arrivée de ce maximum.

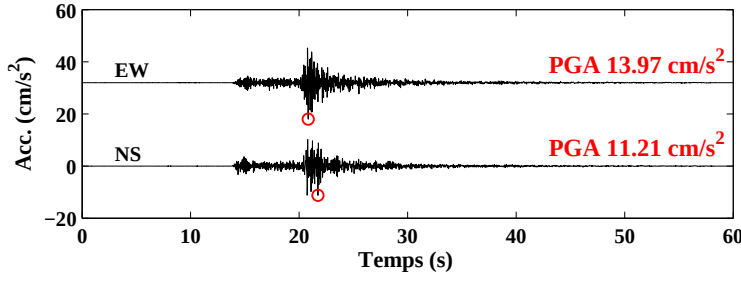
Pour caractériser l'énergie du signal, *Arias (1970)* introduit l'intensité d'Arias $[IA]$ telle que :

$$IA = \frac{\pi}{2g} \int_0^{T_{TOT}} a^2(t) dt \quad (1.17)$$

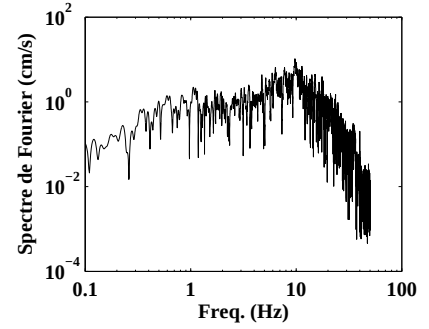
où $a(t)$ correspond à la trace temporelle en accélération en m/s^2 , g à la constante de gravité ($9.81 m/s^2$) et T_{TOT} représente la durée totale de l'enregistrement $a(t)$ en s. En d'autres termes, l'intensité d'Arias est obtenue par une intégration du signal en entier. Un de ses avantages est donc qu'elle est indépendante des mesures de durée contrairement à d'autres mesures d'intensité comme la moyenne quadratique de l'accélération (*rms acceleration* $[a_{rms}]$) ou la mesure de la vitesse absolue cumulée (*cumulative absolute velocity* $[CAV]$) (voir *Kramer, 1996*). À la figure 1.20c est représentée l'intensité d'Arias cumulée au cours du temps. On peut noter une première augmentation de l'énergie à l'arrivée de l'onde P avec une pente douce, puis une augmentation brusque à l'arrivée de l'onde S.

Pour décrire la durée d'un signal sismique, le paramètre le plus courant est la durée relative significative (*significant relative duration* $[D_{SR}]$) ou autrement nommée durée de phase forte. Cette durée introduite par *Trifunac et Brady (1975)* est définie comme l'intervalle de temps entre 5 et 95% de l'intensité d'Arias cumulée au cours du temps (diagramme d'Husid, *Husid, 1969*). Dans le cas de l'exemple à la figure 1.20c, cette durée est finalement assez courte par rapport à

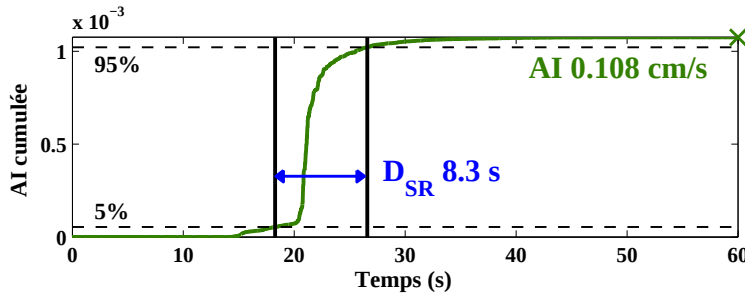
(a) Traces temporelles



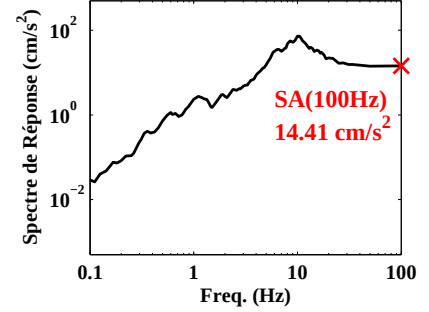
(b) Spectre de Fourier



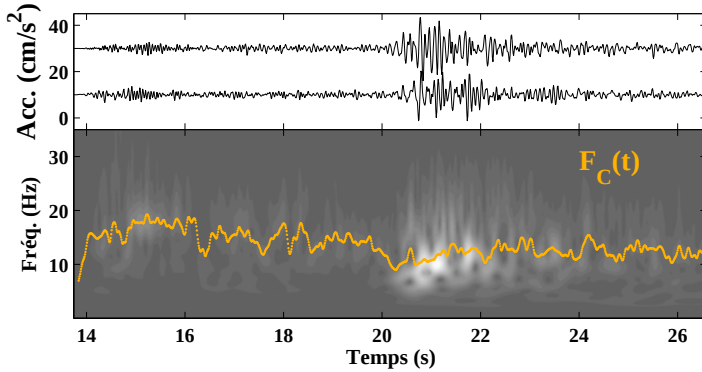
(c) Diagramme d'Husid



(d) Spectre de réponse



(e) Spectrogramme



(f) Densité spectrale

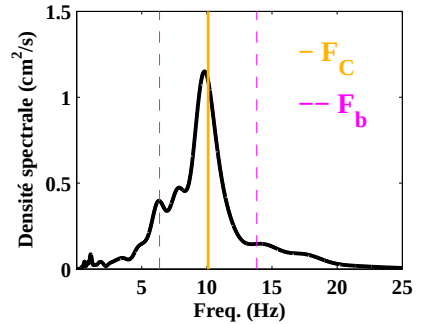


Figure 1.20 : Présentation des différents indicateurs permettant de caractériser un signal sismique à partir de l'événement du 5 avril 1997 à 13h24 enregistré à la station KMM020 du réseau japonais K-NET ($M_W = 6.0$, $R_{RUP} = 50$ km et $V_{S30} = 593$ m/s). a. Traces temporelles des deux composantes horizontales sur lesquelles sont indiqués les pics d'accélération (PGA) par un cercle rouge. b. Spectre de Fourier de la composante est-ouest. c. Diagramme d'Husid où est illustré la valeur cumulée de l'intensité d'Arias (IA) au cours du temps et le calcul de la durée relative significative (D_{SR}) entre 5 et 95% de IA. d. Spectre de réponse. e. Spectrogramme calculé à partir des composantes est-ouest et nord-sud dans le plan complexe et de la méthode d'analyse en temps-fréquence de [Stockwell et al. \(1996\)](#) (méthode introduite au chapitre 4). Les zones blanches correspondent aux amplitudes les plus fortes. Pour chaque pas de temps entre le début de l'onde P et $D_{SR}(95\%)$, la fréquence centrale ($F_C(t)$) est calculée à partir de la densité spectrale de puissance. f. Densité spectrale de puissance de la composante est-ouest lissée à partir d'un filtre de [Konno et Ohmachi \(1998\)](#) ($b=30$). En rouge, est représentée F_C , correspondant à la fréquence moyenne du signal, et en rose, F_b la déviation standard par rapport à F_C .

la durée totale du signal.

Le contenu fréquentiel d'un signal sismique peut être décrit soit par son spectre de Fourier ou par son spectre de réponse. L'amplitude du spectre de Fourier présente la distribution des amplitudes de l'enregistrement en fonction de la fréquence (ou de la période) et est largement utilisée en sismologie. Pour décrire ce contenu fréquentiel, les propriétés statistiques de la densité spectrale de puissance peuvent être employées. La densité spectrale de puissance $PS(f)$ est définie comme étant le carré du module de la transformée de Fourier divisé par le temps d'intégration et le moment spectral d'ordre j est défini comme :

$$M_j = \int_0^{+\infty} f^j PS(f) df \quad j = 0, 1, 2 \quad (1.18)$$

Ces moment spectraux caractérisent plusieurs paramètres physiques comme la puissance instantanée Pa , qui décrit l'aire de la densité spectrale de puissance, la fréquence centrale F_C et la largeur de bande F_b (figure 1.20f), comme suit (e.g., Lai, 1982; Barnes, 1993) :

$$Pa = M_0 \quad (1.19)$$

$$F_C = \frac{M_1}{M_0} \quad (1.20)$$

$$F_b = \sqrt{\frac{M_2}{M_0} - \left(\frac{M_1}{M_0}\right)^2} \quad (1.21)$$

Si on assimile la densité spectrale de puissance à une fonction logarithmique, l'aire de Pa qui est égale au moment spectral d'ordre zéro (M_0) vaut 1, F_C correspond à l'espérance mathématique de la fonction et F_b à la déviation standard par rapport à F_C . Ces paramètres peuvent être déterminés à partir du spectrogramme d'un signal, c'est à dire à partir de la densité spectrale de puissance définie à chaque pas de temps du signal temporel, afin de caractériser l'évolution du contenu fréquentiel d'un signal sismique au cours du temps. Notamment, les ondes P sont plus hautes fréquences que les ondes S et ainsi la fréquence centrale va décroître au cours du temps, comme on peut l'observer à la figure 1.20e. Cette non stationnarité des mouvements sismiques (évolution du contenu fréquentiel au cours du temps) sera traitée au chapitre 4.

Dans la communauté du génie parasismique, le spectre de réponse est largement utilisé. Il décrit la réponse maximale d'oscillateurs à un degré de liberté (différentes fréquences propres) sous l'effet d'une sollicitation sismique (figure 1.21). Le spectre de réponse à une fréquence infinie donne une valeur d'amplitude équivalente à l'amplitude du maximum de l'accélération (figures 1.20a et d).

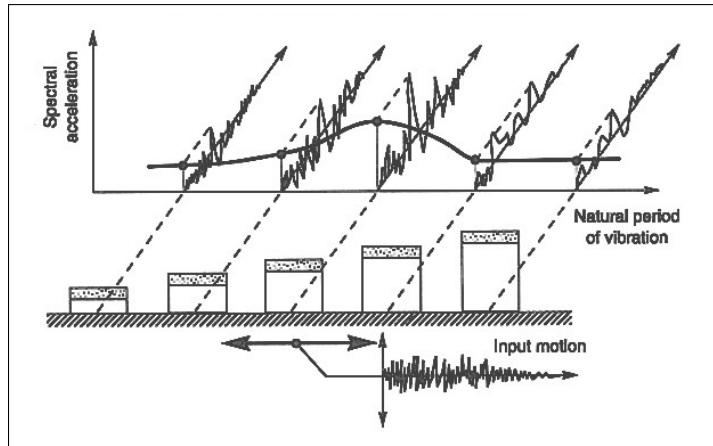


Figure 1.21 : Illustration du concept de spectre de réponse. Les accélérations spectrales représentent les amplitudes maximales de la réponse d'oscillateurs à un degré de liberté, avec des périodes de vibrations différentes, soumis à la même sollicitation sismique. D'après [Kramer \(1996\)](#).

1.2 Méthodes de prédiction du mouvement sismique « au rocher »

Une estimation des mouvements sismiques potentiels est nécessaire pour construire des structures en fonction de l'aléa sismique auquel elles peuvent être soumises. Au sein des bases de données accélérométriques mondiales, peu d'enregistrements naturels sont disponibles dans les gammes de magnitude-distance d'intérêt pour les études de génie parasismique (voir chapitre 2). De plus, ces données accélérométriques sont enregistrées dans les rares régions où la sismicité est active et où des réseaux accélérométriques sont présents. Pour ces raisons, ces mouvements sismiques ne reflètent pas forcément bien les caractéristiques des mouvements sismiques qui pourraient être enregistrés dans la région étudiée. C'est pourquoi, il est nécessaire de développer en parallèle des réseaux accélérométriques, des modèles permettant de prédire le mouvement sismique dans une région donnée. La trace temporelle ou les paramètres du mouvement sismique doivent être déduits de paramètres caractérisant à la fois l'événement sismique, tels que la magnitude et la localisation de la source sismique, et le site d'enregistrement, comme par exemple le profil de vitesse du site. Pour construire des modèles prédictifs à partir de modèles mathématiques, [Ólafsson et al. \(2001\)](#) décrivent deux approches possibles : premièrement **une approche mathématique**, qui consiste à développer des modèles analytiques à partir de bases physiques ; et deuxièmement, **une approche expérimentale**, qui consiste à développer des modèles mathématiques permettant d'expliquer le comportement des données et qui n'ont pas de bases physiques. Ils qualifient les modèles issus de la dernière approche de boîte noire (*black-box models*). Des méthodes hybrides mixent aussi ces deux approches. [Douglas et Aochi \(2008\)](#) proposent un inventaire des différentes méthodes de prédiction du mouvement sismique pour lesquelles ils spécifient leurs avantages et leurs inconvénients. Les 22 méthodes décrites dans leur article sont présentées à la figure 1.22 ainsi que leur date de parution, leur lien avec les autres méthodes et le degré de détails qu'elles nécessitent. Seule la moitié des 22 méthodes est finalement utilisée dans la recherche ou dans la pratique du génie parasismique.

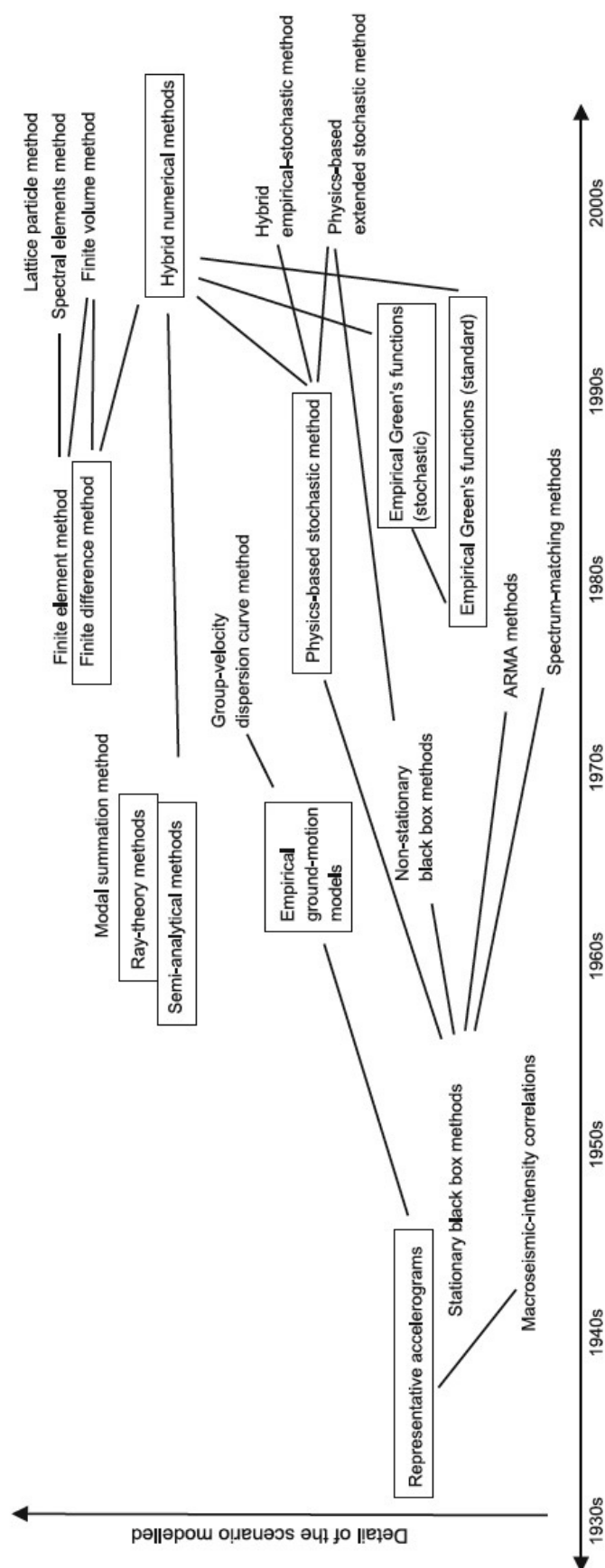


Figure 1.22 : Récapitulatif des méthodes de prédiction du mouvement sismique proposé par *Douglas et Aochi (2008)*. Sur l'axe des abscisses sont indiquées les dates approximatives de développement des méthodes et sur l'axe des ordonnées, le niveau de détail du scénario modélisé requis par la méthode. Les liens entre les différentes approches sont aussi présentés. Les méthodes encadrées sont celles qui sont souvent utilisées dans la recherche ou dans la pratique du génie parasismique. D'après *Douglas et Aochi (2008)*.

⇒ Méthode statique et utilisation du spectre de réponse :

Pour dimensionner les structures, les scientifiques du génie parasismique déterminent la réponse d'un bâtiment aux mouvements sismiques. Cependant, la nature aléatoire du mouvement sismique combiné à des structures complexes rendent les calculs et leurs interprétations délicates. Une approche simplifiée consiste à réaliser une analyse statique. Dans ce cas, le bâtiment est réduit à un oscillateur à un degré de liberté et les structures sont dimensionnées à partir du spectre de réponse. Ces spectres de réponse peuvent être obtenus directement à partir des bases de données accélérométriques, en sélectionnant par exemple ceux avec la plus faible erreur quadratique par rapport à un spectre cible (e.g., base de données PEER, http://peer.berkeley.edu/peer_ground_motion_database/site). Les spectres de réponse des signaux réels peuvent être ajustés linéairement à un niveau d'accélération, mais il convient de sélectionner des enregistrements dont les caractéristiques en terme de scénario sont proches du scénario choisi pour le dimensionnement, afin que le contenu fréquentiel reste proche (e.g., Bommer et Acevedo, 2004). Une autre solution largement répandue consiste à employer des modèles de prédiction du mouvement du sol (GMPEs), nommés *Empirical ground-motion models* à la figure 1.22. Ces modèles de prédiction empiriques permettent de prédire le spectre de réponse ou des indicateurs du mouvement sismique mais pas les traces temporelles. Ces modèles empiriques sont déduits d'un jeu de données par régression en faisant l'hypothèse d'un modèle (forme fonctionnelle) entre un paramètre du mouvement du sol et des paramètres caractérisant l'événement sismique, la propagation des ondes et le site. Au départ, les formes fonctionnelles utilisées étaient très simples, seulement fonction de la magnitude et de la distance, et celles-ci se sont complexifiées au cours du temps pour inclure de plus en plus de bases physiques. Ces modèles de prédiction empiriques sont actuellement préférés aux simulations dans les études d'aléa probabilistes pour trois raisons :

1. elles sont simples d'utilisation,
2. le mouvement sismique est prédit sur une large bande de fréquence,
3. les prédictions sont associées à une mesure de la variabilité aléatoire.

⇒ Méthode dynamique et utilisation des traces temporelles :

Pour dimensionner les structures à partir d'analyses dynamiques, des traces temporelles sont nécessaires. Dans le cas d'analyses non linéaires, l'idéal serait que ces traces temporelles incorporent les effets liés à la source, à la propagation et au site, qu'elles soient définies sur une large bande de fréquences, qu'elles soient non stationnaires, qu'elles aient une phase réelle, qu'elles soient définies dans les trois directions de l'espace, que leurs spectres de réponse soient compatibles au spectre réglementaire (spectre de réponse utilisé pour les études de dimensionnement statiques mentionnées plus haut) et qu'elles reflètent la variabilité naturelle des signaux. Il existe de nombreuses méthodes de simulation des traces temporelles et chacune d'entre elles permet de répondre à certains de ces critères mais pas à tous.

Tout d'abord, ces traces temporelles peuvent être ajustées à un spectre cible réglementaire à partir de deux méthodes principales (e.g., Bommer et Acevedo, 2004). La première

méthode, nommée *Representative accelerograms* à la figure 1.22, consiste à sélectionner des accélérogrammes réels dans les bases de données accélérométriques et de les ajuster au spectre de réponse cible soit en adaptant le spectre de Fourier (e.g., programme WES RASCAL, Silva et Lee, 1987) ou soit en utilisant un algorithme d'ondelettes (e.g., programme RSPMATCH, Abrahamson, 1992, Hancock et al., 2006). La seconde méthode, nommée *Spectrum-matching methods* à la figure 1.22, consiste à générer des traces temporelles compatibles à un spectre de réponse cible à partir d'une méthode stochastique, c'est à dire à partir d'un bruit blanc Gaussien (e.g., programme SIMQKE de Gasparini et Vanmarcke, 1976). Laurendeau et al. (2012) puis Causse et al. (soumis) comparent la réponse de bâtiments et d'une colonne de sol soumis à des ensembles d'accélérogrammes générés à partir de différentes méthodes et compatibles avec le spectre réglementaire de l'Eurocode 8 pour la France métropolitaine. Les accélérogrammes naturels ajustés présentent l'avantage d'avoir une durée, une phase et un contenu fréquentiel réaliste alors que les accélérogrammes synthétiques présentent une phase aléatoire, un contenu fréquentiel stationnaire, un nombre excessif de cycles et aucune variabilité de la forme d'onde et de la durée (variabilité seulement liée à la phase). La comparaison entre ces différentes méthodes sera discutée plus précisément au chapitre 5.

La méthode la plus communément employée en sismologie de l'ingénieur est une méthode de simulation stochastique stationnaire développée par Boore (1983, 2003) pour laquelle le spectre de Fourier est défini à partir des bases fondamentales de la sismologie (introduite sous le terme *Physics-based stochastic method* à la figure 1.22). Toutefois, ces simulations nécessitent en entrée des paramètres difficiles à définir comme la chute de contrainte pour caractériser la source, le facteur de qualité pour caractériser l'atténuation des ondes lors de leur propagation, le profil de vitesse et κ_0 pour caractériser le site. Définir ces paramètres dans des zones où peu d'enregistrements sont disponibles s'avère difficile. Des lois d'échelle entre petit et grand séismes sont par exemple nécessaires pour définir la chute de contrainte, alors que ces modèles décrivant ces lois d'échelle sont très discutés (e.g., Walter et al., 2006). La méthode stochastique de Boore (2003) est aussi employée pour calibrer des modèles de prédiction empiriques. En effet, la calibration d'un modèle de prédiction empirique nécessite des données et cela d'autant plus si le modèle est complexe. Toutes les régions du globe n'ont pas une sismicité active, comme notamment les zones continentales stables mais aussi des régions comme la France métropolitaine avec une sismicité faible à modérée. Pour ces régions pauvres en enregistrements, les simulations prennent de l'intérêt. Des modèles de prédiction empiriques peuvent ainsi être développés dans des régions comme les zones continentales stables à partir de simulations générées en utilisant cette méthode stochastique (Toro et al., 1997), à partir de cette méthode développée en modèle de faille étendue (Atkinson et Boore, 2006) ou à partir de méthodes hybrides combinant ces simulations et des modèles empiriques développés dans des régions où la sismicité est active (Campbell, 2003).

D'autres part, le mouvement sismique en un site spécifique peut être déterminé à partir de diverses techniques. La méthode des fonctions de Green empiriques, nommée *Empirical Green's functions (standard)* à la figure 1.22, consiste à simuler en un site donné le mouvement du sol produit par un séisme majeur en sommant des enregistrements au même site de petits séismes. L'avantage de cette méthode est qu'elle prend naturellement en compte les effets de

propagation des ondes ainsi que les effets de site grâce au petit séisme. Toutefois, cette méthode est valide seulement à hautes fréquences, fréquences pour lesquelles le rapport signal sur bruit est bon. À l'inverse, les méthodes de simulations numériques (e.g., Chaljub *et al.*, 2010), telles que la méthode des éléments spectraux ou celle des différences finies, sont limitées jusqu'à des fréquences d'environ 3 Hz. En effet, leur mise en œuvre nécessite une connaissance détaillée des milieux de propagation. Ces méthodes numériques peuvent être par exemple couplées aux méthodes des fonctions de Green empiriques pour produire un signal large bande (e.g., Causse *et al.*, 2009). Pour générer le mouvement sismique avec ce type de méthode, la difficulté reste de bien contraindre la rupture sur la faille qui peut être simulée à partir de modèle cinématique (détermination de la vitesse de rupture, du temps de glissement), e.g. Ruiz *et al.* (2011), ou de modèle dynamique (détermination d'une loi de friction sur la faille), e.g., Ripperger *et al.* (2008). Ces méthodes de simulation ne sont actuellement pas employées dans l'évaluation de l'aléa sismique probabiliste pour trois raisons principales (d'après Norman Abrahamson, présentation orale à la conférence 15WCEE, en 2012 à Lisbonne) :

- les méthodes doivent être validées sur un grand nombre d'événements sismiques (au moins 20) ;
- les simulations des effets complexes de rupture doivent être validées pour des magnitudes modérées, gamme où les modèles de prédiction empiriques « classiques » sont bien contraints ;
- il est nécessaire que les méthodes de simulation puissent être utilisées par des personnes autres que le développeur de la méthode.

Une autre difficulté dans le cas de ces méthodes est la prise en compte de la variabilité naturelle des observations.

Les avantages et les inconvénients des différentes méthodes présentées ci-dessus sont résumées dans la table 1.3. Dans la perspective de définir le mouvement sismique à un rocher de référence, les méthodes permettant de définir le mouvement sismique à une échelle régionale semblent mieux adaptées que des méthodes spécifiques à un site particulier. En effet, le mouvement de référence est défini pour une région et non localement. C'est pourquoi, dans la suite de cette partie, les méthodes de prédiction du mouvement du sol empiriques et stochastiques seront abordées en priorité.

1.2.1 Les modèles de prédiction empiriques du mouvement du sol (GMPEs)

La manière la plus simple de caractériser un paramètre du mouvement du sol pour un scénario donné est de développer un modèle de prédiction empirique. La régression permet d'analyser la relation existante entre une variable que l'on cherche à prédire et plusieurs variables explicatives. Les coefficients pondérant les différentes variables explicatives, ainsi que la variation standard autour du modèle médian, sont déduits de ce type d'analyse. La popularité des équations de prédiction du mouvement du sol provient de leur facilité d'utilisation, de leur possible définition sur une large gamme de fréquences et de leur aspect probabiliste. En effet, à partir des premiers paramètres calculés à la suite d'un événement sismique, magnitude et localisation

Table 1.3 : *Résumé des avantages et inconvénients des principales méthodes de prédiction du mouvement sismique.*

Méthodes	Avantages	Inconvénients	Exemples de références
Ajustement d'enregistrements naturels	+ globale + traces temporelles + large bande + variabilité naturelle des signaux incluses	– limité par les données (e.g., peu de données en champ proche) – ajustement pouvant biaiser la variabilité naturelle des signaux	Bommer et Acevedo (2004), Silva et Lee (1987), Abrahamson (1992), Hancock <i>et al.</i> (2006), Laurendeau <i>et al.</i> (2012)
Équation de prédiction du mouvement du sol	+ globale + large bande + donne une mesure de la variabilité + inclut de manière simplifiée des bases physiques	– pas de traces temporelles – peu de données en champ proche, modèle mal contraint	Douglas (2011)
Méthode stochastique stationnaire compatible à un spectre cible	+ globale + traces temporelles + rapidité des calculs + ajustement à un spectre cible réglementaire	– modèle non physique – stationnarité en fréquence – hypothèse de phase aléatoire valable seulement pour des fréquences supérieures à 1 Hz – nombre excessif de cycles – variabilité seulement liée à la phase aléatoire – génération d'une seule composante	programme SIMQKE de Gasparini et Vanmarcke (1976)
Méthode stochastique stationnaire incluant des bases physiques	+ globale + traces temporelles + rapidité des calculs + inclut des bases théoriques de sismologie	– modèle de point source – hypothèse de phase aléatoire valable pour des fréquences supérieures à 1 Hz – stationnarité – variabilité seulement liée à la phase aléatoire – génération d'une seule composante	programme SMSIM de Boore (1983, 2003)
Méthode des fonctions de green empirique	+ traces temporelles + modèle de faille étendue + paramètre de propagation et de site pris en compte par le petit séisme + site spécifique	– limité aux hautes fréquences (nécessite un bon rapport signal sur bruit du petit séisme) – site spécifique	Hartzell (1978)
Méthode numérique	+ traces temporelles + modèle de faille étendue + détermination du mouvement sismique en tous points de la zone étudiée	– limité aux basses fréquences (limite de calcul) – qualité des résultats dépendant de la qualité du modèle de vitesse et d'atténuation – difficulté à prendre en compte la variabilité – mouvement sismique spécifique à la zone d'étude	Chaljub <i>et al.</i> (2010)

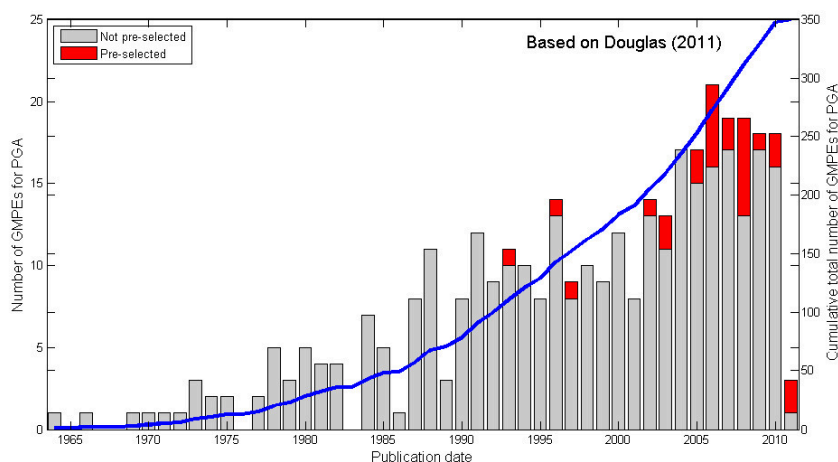


Figure 1.23 : Nombre de modèles de prédiction empiriques du PGA publiés par année basé sur les travaux de Douglas (2011). D'après Douglas et al. (2011).

de l'épicentre, il est possible d'obtenir une « estimation grossière » des principaux indicateurs du mouvement sismique, comme par exemple la valeur du *PGA* attendue à un site donné. La formulation du problème étant simplifiée, par exemple en décrivant le phénomène de rupture sur la faille uniquement par la magnitude, on comprend que ces modèles ne peuvent pas expliquer la totalité des données mais fournissent une probabilité de dépasser un niveau d'accélération donné (probabilité de dépassement de 50% pour la valeur médiane). L'augmentation du nombre d'enregistrements accélérométriques mais aussi de leur qualité et l'amélioration de l'évaluation des métaparamètres qui sont associés à un événement sismique ou à un site d'enregistrement, facilitent l'essor de nouveaux modèles de prédiction empiriques dans différentes régions. Douglas (2011) a fait l'inventaire des modèles de prédiction du *PGA* et du spectre de réponse en accélération publiés jusqu'à début 2011 (voir figure 1.23). On constate une augmentation du nombre de modèles publiés par année au cours du temps avec une stagnation depuis 2006. Ces dernières années, plus d'une quinzaine de modèles de prédiction du *PGA* ont été développés par an. Par contre, concernant les autres paramètres du mouvement sismique, peu de modèles ont été développés. Douglas (2012) répertorie par exemple 33 modèles de prédiction de l'intensité d'Arias et 15 seulement concernant la durée relative significative. Dans la suite de cette section, les modèles de prédiction empiriques seront décrits dans le cas particulier du *PGA* et du spectre de réponse en accélération.

Pour définir un modèle de prédiction empirique, trois questions doivent être posées au préalable :

1. Quelle forme fonctionnelle est choisie pour considérer la physique permettant de prédire le mouvement sismique associé à un événement sismique ?
2. À partir de quelle base de données le modèle de prédiction empirique va-t-il être déduit ? Quelles définitions choisir pour les variables à prédire et les variables explicatives (paramètres d'entrée) ?
3. Quel type d'analyse de régression est choisi ?



Figure 1.24 : Nombre de coefficients dans les modèles de prédiction empiriques en fonction de leur année de publication. D'après [Bommer et al. \(2010\)](#).

1.2.1.1 Choix de la forme fonctionnelle

Une équation de prédiction du mouvement sismique combine à partir d'un modèle physique simplifié les effets de la source sismique, les effets lors de la propagation des ondes entre la source et le site et les effets liés au site. Les premières formes fonctionnelles étaient très simples et décrivaient un modèle de point source en champ lointain, fonction seulement de la magnitude et de la distance. Ces dernières années, les modèles se sont complexifiés, comme en témoigne la figure 1.24 indiquant le nombre de coefficients nécessaire aux modèles de prédiction empiriques en fonction de l'année de publication des modèles.

Cette complexification vient d'une volonté d'inclure davantage de physique dans les modèles de prédiction empiriques. L'augmentation du nombre de données a aussi permis de contraindre des modèles plus complexes. Certains coefficients peuvent être déterminés préalablement à partir de simulations numériques (e.g., [Abrahamson et Silva, 2008](#)) ou à partir des événements sismiques ayant produit le plus d'enregistrements (e.g., [Boore et Atkinson, 2008](#); [Rodriguez-Marek et al., 2011](#)) ou encore à partir de données issues d'autres régions pour combler les manques de données notamment en champ proche (e.g., [Boore et Atkinson, 2008](#); [Zhao et al., 2006b](#)).

Dans la suite de cette section, nous décrirons les formes fonctionnelles en partant d'un modèle très simple, puis nous discuterons les modèles plus complexes prenant en compte des bases physiques plus complètes, et enfin nous introduirons d'autres développements possibles.

⇒ Forme basique décrivant une source ponctuelle en champ lointain :

La forme fonctionnelle la plus simple permet de prédire le mouvement sismique en champ lointain dans le cas d'un modèle de source ponctuelle. Cette forme fonctionnelle simple est par exemple adoptée par [Berge-Thierry et al. \(2003\)](#), modèle empirique actuellement en vigueur dans la règle fondamentale de sureté (RFS-2001-01) pour définir les spectres de réponse. Cette

forme fonctionnelle est la suivante :

$$\underbrace{\log(Y)}_1 = \underbrace{a_1 M}_2 + \underbrace{a_2 R}_3 - \underbrace{\log(R)}_4 + \underbrace{S}_5 + \underbrace{\epsilon \cdot \sigma}_6 \quad (1.22)$$

1. Y représente l'*indicateur du mouvement du sol* (PGA , $SA(f)$, IA , D_{SR} , $F_C(t)$). Le logarithme de cette valeur est utilisé en raison de la distribution normale de $\log(Y)$ autour de sa médiane (Kramer, 1996). Il est aussi possible d'utiliser des distributions plus complexes (beta, gamma), comme Rezaeian et Der Kiureghian (2010), mais la distribution normale est largement répandue.
2. **Terme de source** : Le logarithme de l'amplitude du mouvement du sol est proportionnel à la magnitude. En effet, la magnitude locale de Richter (1935) est définie par $M_L = \log(A/A_0) + c \cdot \log(R_{epi})$ où A représente l'amplitude maximale du sismogramme et A_0 une amplitude de référence correspondant à un séisme de magnitude 0 à 100 km. L'amplitude étant d'autant plus importante que la magnitude est élevée, le coefficient a_1 est donc positif.
3. **Terme de propagation décrivant l'atténuation anélastique** : Les ondes se propageant dans un milieu anélastique, l'amplitude du signal va décroître du fait de l'absorption de l'énergie par le milieu de propagation. Cette décroissance est modélisée à l'équation 1.10 par un facteur exponentiel fonction de la distance et inversement proportionnel au facteur de qualité Q . Plus la distance parcourue est importante et plus l'amplitude va être diminuée. Le coefficient a_2 est de ce fait négatif. Ce coefficient peut être positif à basses fréquences (<1 Hz) de part la présence des ondes de surfaces et de niveaux de bruits importants (e.g., Berge-Thierry et al., 2003) ou lorsque la corrélation entre les termes 3 et 4 est forte.
4. **Terme de propagation décrivant l'atténuation géométrique** : Le principe de conservation d'énergie impose que la propagation sphérique des ondes de volume dans le milieu s'accompagne d'une décroissance en $1/r$ en champ lointain (voir équation 1.6). On considère ici que le mouvement sismique en champ proche est contrôlé par des ondes de volume.
5. **Terme de site** : Les mouvements du sols sont affectés par les conditions de site locales. Des effets de sites lithologiques ou topographiques peuvent engendrer des phénomènes de résonance, augmentant ainsi l'amplitude attendue par rapport à un site au rocher. Comme discuté à la section 1.1.3.3, les conditions de sites peuvent être définies par des classes de site, fonction notamment du paramètre V_{S30} ou directement à partir d'une fonction continue de ce paramètre. Dans le cas des classes de site, un coefficient S_k est déterminé indépendamment pour chaque catégorie de site k . Ce coefficient est plus important pour les classes de sites les plus molles. Joyner et Fumal (1984) sont les premiers à introduire une fonction continue de V_{S30} sous la forme $S = a_3 \cdot \log(V_{S30}/V_{ref})$, où le coefficient a_3 est négatif pour reproduire une diminution de l'amplification lorsque V_{S30} augmente.
6. **Variabilité aléatoire** : Les termes ϵ et σ décrivent la dispersion des données autour du modèle médian. On parle des résidus du mouvement sismique, δ , qui sont définis comme la différence entre le mouvement sismique observé et le mouvement sismique prédit (e.g.,

Strasser *et al.*, 2009) :

$$\delta = \log(Y_{\text{observé}}) - \log(Y_{\text{médian}}) = \epsilon \cdot \sigma \quad (1.23)$$

Dans le cas où Y est prédit suivant une loi lognormale, ces résidus suivent une distribution normale d'écart type σ . Les résidus normalisés, $\epsilon = \delta/\sigma$, définissent la position dans une distribution normale centrée. Si $\epsilon = 0$, seul le mouvement médian est considéré et il y a 50% de chance de dépasser ce mouvement ; si $\epsilon = \pm 1$, la probabilité de dépasser Y est de 68% ; si $\epsilon = \pm 2$, la probabilité de dépasser Y augmente à 95%.

⇒ Prise en compte des effets non linéaires avec la magnitude :

La forme fonctionnelle, décrite précédemment dans l'équation 1.22, ne prend pas en compte les effets non linéaires, sa dérivée en fonction de la magnitude, dY/dM , est supposée indépendante de la magnitude et de la distance. Ces formes fonctionnelles ont principalement été utilisées pour obtenir des modèles sur une gamme de magnitudes restreintes considérant uniquement des mouvements forts avec des magnitudes supérieures à 5.0 (Douglas, 2011). Avec l'amélioration des réseaux accélérométriques, il est désormais possible d'obtenir des enregistrements de séismes de plus faibles magnitudes de bonne qualité. D'ailleurs, dans les régions où la sismicité est faible à modérée, comme c'est le cas de la France métropolitaine, les enregistrements actuels ont été générés par des séismes dont la magnitude n'excède pas 4.5. Plusieurs études ont montré que les modèles empiriques simples développés à partir de données de petits séismes ne permettent pas de prédire des mouvements forts associés à des séismes de plus fortes magnitudes (e.g., Youngs *et al.*, 1995; Bommer *et al.*, 2007; Cotton *et al.*, 2008). Pour prédire l'aléa dans ces régions, des modèles empiriques développés dans des régions où la sismicité est importante doivent être employés.

Pour prédire les mouvements sismiques sur une gamme de magnitudes étendue, il est donc nécessaire de prendre en compte des modèles plus complexes. Deux effets non linéaires avec la magnitude ont été caractérisés. Le premier, nommé saturation du mouvement sismique avec la magnitude, décrit la décroissance de dY/dM lorsque la magnitude augmente. Le second effet, caractérisant la dépendance de l'atténuation à la magnitude, décrit l'augmentation de dY/dM lorsque la distance augmente.

Sous l'hypothèse d'un modèle de point source de type Brune (1970) en ω^2 , la fréquence coin varie en fonction de la magnitude de moment, et l'amplitude spectrale se comporte ainsi de manière non linéaire avec la magnitude de moment (voir la figure 1.6, Fukushima, 1996). Cette loi d'échelle de l'amplitude spectrale avec la magnitude de moment peut être modélisée par une fonction quadratique, forme qui est la plus largement répandue dans la littérature. Douglas et Jousset (2011) ont étudié à partir d'un modèle stochastique (Boore, 2003) le comportement du PGA et du pseudo-spectre de réponse à 1 s pour des magnitudes de moment comprises entre 1.0 et 7.0. Ils montrent que l'hypothèse d'une relation linéaire pour des magnitudes supérieures à 5.0 est raisonnable à hautes fréquences tandis que pour une gamme de magnitudes plus larges,

la loi d'échelle doit être non linéaire. Ils trouvent qu'une forme de type cubique permet de bien expliquer cet effet. Dans le cas de l'amplitude spectrale à 1 s, le comportement est non linéaire pour des magnitudes supérieures à environ 4.0, du fait de l'interaction entre la fréquence de l'oscillateur et la fréquence coin, et grossièrement linéaire pour les plus faibles magnitudes. La même forme fonctionnelle est cependant utilisée pour prédire toutes les fréquences. Pour décrire l'effet de saturation de l'amplitude lorsque la magnitude augmente, différentes formes fonctionnelles sont employées dans la littérature. Ces formes sont synthétisées dans la table 1.4.

Table 1.4 : Exemples de formes fonctionnelles employées dans la littérature pour décrire le phénomène de saturation de l'augmentation de l'amplitude pour les plus fortes magnitudes dans le cas de modèles prédictifs empiriques du PGA et du spectre de réponse en accélération.

	Formes fonctionnelles	Exemples de référence
1	$b_1 + b_2.M + b_3.M^2$	Cotton <i>et al.</i> (2008), Akkar et Bommer (2010)
2	$b_1 + b_2.(M - b_5) + b_3.(M - b_5)^2$ si $M \leq b_5$ $b_1 + b_4.(M - b_5)$ si $M \geq b_5$	Boore et Atkinson (2008), Rodriguez-Marek <i>et al.</i> (2011)
3	$b_1 + b_2.(M - b_5) + b_3.(8.5 - M)^2$ si $M \leq b_5$ $b_1 + b_4.(M - b_5) + b_3.(8.5 - M)^2$ si $M > b_5$	Abrahamson et Silva (2008)
4	$b_1 + b_2.(M - 6) + (b_3 - b_4)/b_5 \times \ln[1 - \exp\{b_5(b_6 - M)\}]$	Chiou et Youngs (2008)
5	$b_1 + b_2$ pour $M \leq 5.5$ $b_1 + b_2 + b_3.(M - 5.5)$ pour $5.5 < M \leq 6.5$ $b_1 + b_2 + b_3.(M - 5.5) + b_4.(M - 6.5)$ pour $6.5 < M$	Campbell et Bozorgnia (2008)

Comme cela a été dit précédemment, la forme la plus répandue est la forme quadratique utilisée par exemple par Cotton *et al.* (2008). Le coefficient associé au terme au carré (coefficient b_3 dans la table 1.4) est négatif afin que le taux de décroissance de l'amplitude lorsque la magnitude diminue soit accentué. La figure 1.25 présente l'exemple de modifications de ces coefficients et l'effet résultant sur le modèle final. Cet exemple met notamment en garde sur le risque lié à l'extrapolation des modèles en dehors des limites des propriétés des données utilisées pour leur développement, mais aussi contre le risque de développer des modèles expliquant bien les données mais ne correspondant plus aux bases physiques de la sismologie. Des versions légèrement modifiées de cette forme fonctionnelle quadratique, considérant notamment des formes fonctionnelles différentes entre les magnitudes les plus faibles et les plus élevées, ont été développées par Boore et Atkinson (2008) ou Abrahamson et Silva (2008). Chiou et Youngs (2008) et Campbell et Bozorgnia (2008) utilisent des formes encore plus sophistiquées. Dans les formes fonctionnelles présentées à la table 1.4, le coefficient b_1 est très souvent modifié pour considérer le type de mécanisme au foyer.

L'atténuation du mouvement sismique doit aussi avoir une forme qui dépend de la dimension de la faille. En effet, l'amplitude des séismes se produisant sur des grandes failles, décroît moins rapidement avec la distance que pour des plus petits séismes. Anderson (2000) utilise trois approches différentes basées sur des fonctions de Green théoriques et synthétiques pour

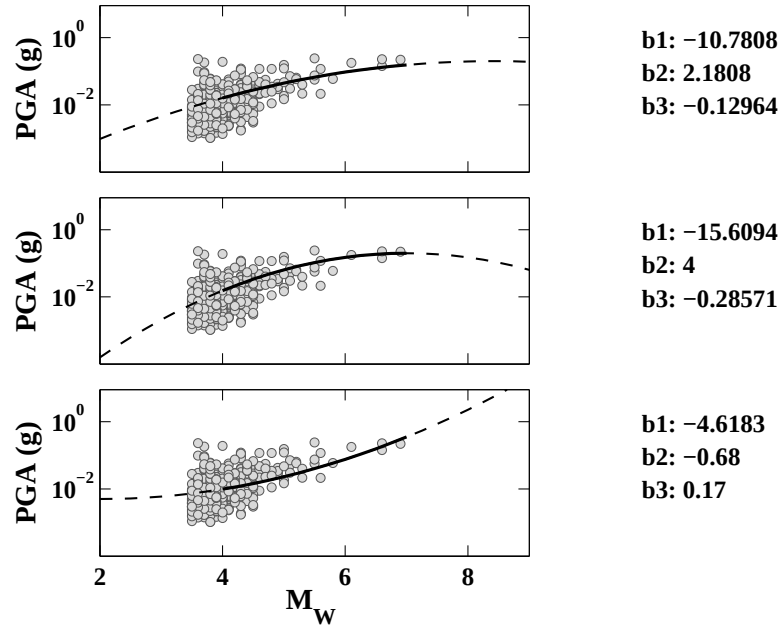


Figure 1.25 : Illustration de l'effet des coefficients sur la partie de la forme fonctionnelle traduisant les effets de saturation du mouvement sismique avec la magnitude : $FS = b_1 + b_2.M_W + b_3.M_W^2$. La figure en haut présente le modèle de départ utilisant les coefficients obtenus par Cotton et al. (2008) (donnés en haut à droite) à partir de données japonaises. La courbe noire présente le modèle sur la gamme de développement de Cotton et al. (2008) en terme de magnitude, c'est à dire entre 4.0 et 7.0. La courbe pointillée présente le modèle empirique extrapolé. Pour chacune des figures, les valeurs du PGA des enregistrements des réseaux K-NET et KiK-net dont la distance à la rupture est comprise entre 20 et 30 km et pour lesquels $500 \leq V_{S30} < 600$ m/s sont représentées. Les deux autres figures montrent des modèles qui auraient pu être obtenus avec des jeux de données différents et qui expliquent aussi assez bien les données. Dans ces deux exemples, le coefficient b_2 a été modifié : il a été augmenté dans le premier cas et diminué dans le second cas. Par exemple, le modèle du bas peut être obtenu par régression lorsque l'on ajoute des enregistrements de faibles magnitudes. Les coefficients b_1 , b_2 et b_3 sont interdépendants, les coefficients b_1 et b_3 ont donc été recalculés. Ces deux exemples montrent l'importance de contrôler les coefficients obtenus et les risques liés à l'extrapolation des modèles en dehors des limites utilisées pour la développement.

comprendre ces effets. Il conclut que cette décroissance moins rapide de l'amplitude pour les gros séismes provient de l'interaction de deux effets. Tout d'abord, la fonction de Green devient plus complexe avec les multiples arrivées qui s'étalent sur une fenêtre temporelle plus longue. Deuxièmement, les failles sont plus étendues pour des magnitudes plus importantes. Par conséquent, il explique que les stations distantes peuvent recevoir des signaux d'une aire plus grande en un instant donné. Cotton et al. (2008) montrent à partir de simulations stochastiques (Boore, 2003) que cet effet d'échelle est lié à la fois à l'atténuation géométrique mais aussi au fait d'utiliser des valeurs de réponse spectrale au lieu du spectre de Fourier. Le spectre de réponse est en effet affecté par tout le contenu fréquentiel et la durée totale du signal. Pour modéliser cet effet, le terme de propagation géométrique de l'équation 1.22 est modifié de manière à inclure la magnitude. Différentes formes utilisées sont présentées pour exemple dans la table 1.5.

Dans la première forme, le coefficient c_1 n'est généralement pas contraint et est considéré égal à zéro. Dans les trois premières formes, le coefficient c_3 est un coefficient généralement difficile à contraindre puisqu'il contrôle le modèle en champ très proche, gamme de distance relativement

Table 1.5 : Exemples de formes fonctionnelles employées dans la littérature pour décrire l’atténuation géométrique des ondes (plus la faille est grande (magnitude importante) moins l’amplitude va décroître rapidement du fait d’interférences constructives).

	Forme fonctionnelle	Exemples de référence
1	$-c_1 \cdot \log_{10}(R + c_2 \cdot 10^{c_3 \cdot M})$ ou $-c_1 \cdot \ln(R + c_2 \cdot \exp^{c_3 \cdot M})$	Fukushima et Tanaka (1990), Cotton <i>et al.</i> (2008)
2	$(c_1 + c_2 \cdot M) \cdot \log \sqrt{R^2 + c_3^2}$	Akkar et Bommer (2010), Campbell et Bozorgnia (2008)
3	$(c_1 + c_2 \cdot (M - M_{ref})) \cdot \log \sqrt{(R^2 + c_3^2)}$	Boore et Atkinson (2008), Abrahamson et Silva (2008)
4	$c_1 \cdot \ln \{R_{RUP} + c_2 \cosh [c_4 \cdot \max(M - c_5, 0)]\} + (c_{1a} - c_1) \cdot \ln \left(\sqrt{R_{RUP}^2 + c_3^2} \right)$	Chiou et Youngs (2008)

dépourvue de données. Dans le cas des modèles 2, 3 et 4, initialement le coefficient c_3 était utilisé comme une profondeur factice lorsque la distance utilisée est la distance épacentrale ou la distance de Joyner & Boore, pour reproduire le calcul de la distance hypocentrale ou de la distance à la rupture. Toutefois, même les modèles définis à partir de la distance hypocentrale ou de la distance à la rupture emploient ce coefficient sans y trouver une réelle justification mis à part un meilleur accord aux données, comme par exemple Abrahamson et Silva (2008) et Campbell et Bozorgnia (2008). Dans ces modèles, le coefficient c_1 contrôle la pente de décroissance avec la distance (coefficient négatif) et le coefficient a_2 de l’équation 1.22 contrôle la courbure aux plus longues distances. Ces courbes sont ensuite modulées en fonction d’un terme de magnitude pondéré par un coefficient c_2 positif, traduisant la décroissance moins rapide pour des magnitudes plus importantes. La figure 1.26 présente l’impact des valeurs de ces coefficients sur la forme du modèle final.

Concernant le terme d’atténuation anélastique, quelques études ont mis en évidence une dépendance à la magnitude. Boatwright *et al.* (2003) trouvent une dépendance entre la magnitude et le coefficient d’atténuation anélastique à partir des données de pic d’accélération de la carte d’iso-accélération du sol (*ShakeMap*TM) du nord de la Californie, avec une augmentation de la magnitude produisant des plus faibles valeurs absolues du coefficient, traduisant une quantité moindre d’énergie absorbée. Des évidences sont aussi apparues avec des simulations stochastiques (e.g., Campbell, 2003). Abrahamson et Silva (2008) et Chiou et Youngs (2008) ont inclus dans leur modèle un terme décrivant l’atténuation anélastique qui est fonction de la magnitude. Dans d’autres modèles de prédiction empiriques, le terme d’atténuation anélastique n’est pas pris en compte (e.g., Akkar et Bommer, 2010; Campbell et Bozorgnia, 2008). En effet, la double détermination des termes à la fois d’atténuation géométrique et d’atténuation anélastique n’est pas forcément évidente, surtout quand le jeu de données n’est pas assez conséquent. D’autres auteurs déterminent notamment les coefficients b_3 (terme de champ proche) et a_2 (terme d’atténuation anélastique) seulement à partir des événements pour lesquels un nombre suffisant

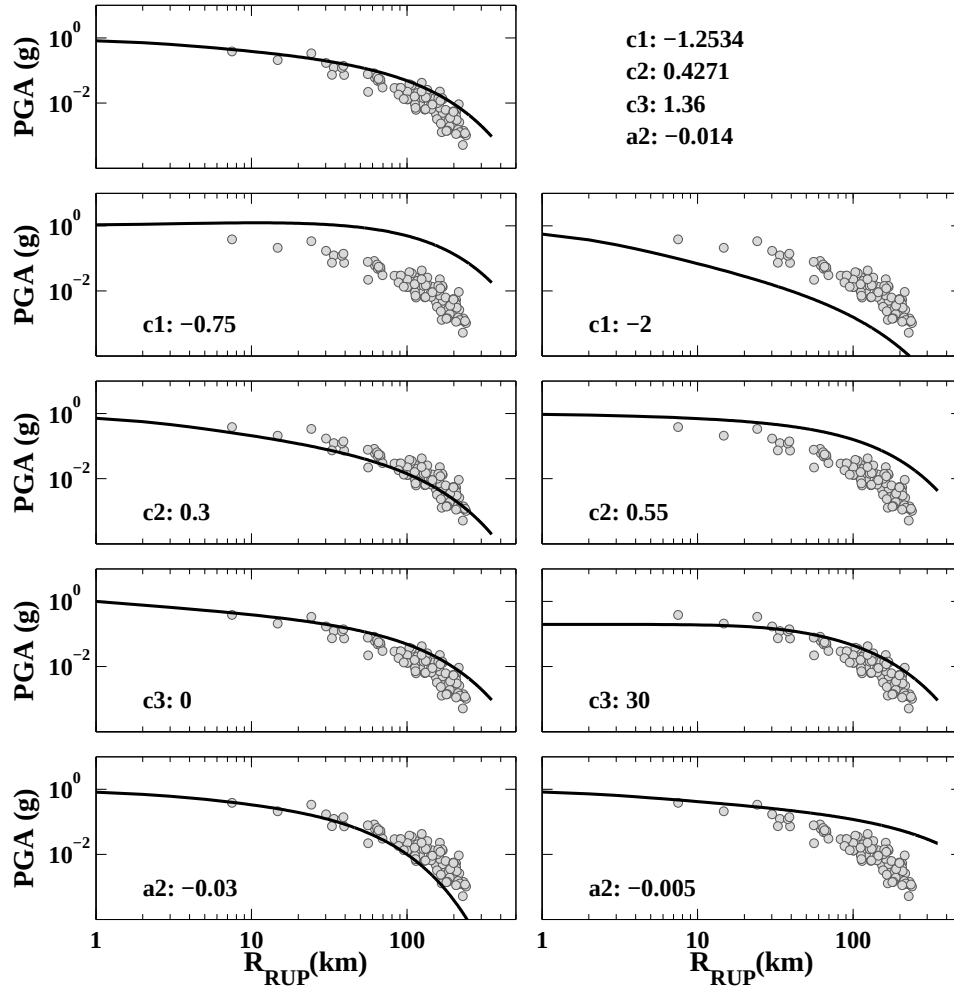


Figure 1.26 : Illustration de l'effet des coefficients sur la partie de la forme fonctionnelle traduisant les effets de propagation : $FD = (c_1 + c_2.M_W) \cdot \log \sqrt{R_{RUP}^2 + c_3^2} + a_2 R_{RUP}$. La figure en haut à gauche présente le modèle de départ (courbe noire) utilisant les coefficients obtenus par [Rodriguez-Marek et al. \(2011\)](#) à partir de données japonaises. Ces coefficients sont indiqués en haut à droite. Pour chacune des figures, les valeurs du PGA des enregistrements des réseaux K-NET et KiK-net de l'événement de Chuetsu datant du 23 octobre 2004 à 17h56 de $M_W = 6.6$ sont représentées comme référence. Le coefficient c_1 contrôle la pente de décroissance qui peut être modulée en fonction de la magnitude (coefficient c_2). Le coefficient c_3 contrôle la forme dans les premiers kilomètres. Le coefficient a_2 contrôle la courbure de la forme aux grandes distances.

d'enregistrements est disponible et ayant une bonne distribution sur toute la gamme de distance (e.g., [Boore et Atkinson, 2008](#); [Rodriguez-Marek et al., 2011](#)).

Les modèles de [Boore et Atkinson \(2008\)](#), [Abrahamson et Silva \(2008\)](#), [Chiou et Youngs \(2008\)](#) et [Campbell et Bozorgnia \(2008\)](#) ont été développés pour la Californie à partir d'un jeu de données d'événements crustaux provenant de différentes régions du monde entier (base de données du projet nouvelle génération de modèles d'atténuation du mouvement sismique (*Next Generation of Ground-Motion Attenuation Models* [NGA]), voir chapitre 2) relativement similaires (répliques non prises en compte par tous les auteurs ainsi que certains événements particuliers). Le développement de formes variées pour expliquer un même phénomène physique permet d'estimer l'incertitude épistémique (incertitude liée au manque de connaissance, voir sec-

tion 1.4). Ces quatre formes fonctionnelles sont d'ailleurs souvent sélectionnées dans les études d'aléa probabilistes dans des régions extérieures à la Californie. Abrahamson *et al.* (2008) proposent une comparaison de ces différents modèles. La figure 1.27 les présente en fonction de la magnitude et de la distance. Les différences sont visibles principalement aux limites des distributions en terme de magnitude et de distance. Par ailleurs, récemment, Chiou *et al.* (2010) et Atkinson et Boore (2011) ont modifié leurs modèles initiaux après avoir considéré des enregistrements de magnitudes plus faibles ($M_W \geq 3.0$).

➤ Vers des formes fonctionnelles encore plus complexes :

D'autres phénomènes physiques peuvent être pris en compte dans ces formes fonctionnelles. Voici une liste de ces différents phénomènes associés aux principales références :

- les effets de site non linéaires (e.g., Choi et Stewart, 2005; Walling *et al.*, 2008),
- les effets de directivité : prise en compte de la position du site par rapport à la direction de la rupture (e.g., Somerville *et al.*, 1997),
- la direction de vibration préférentielle : Shahi et Baker (2012) étudient le spectre de réponse en accélération dans toutes les directions planes à partir des deux composantes horizontales.
- la position sur le compartiment chevauchant d'une faille (*hanging wall effect*) (e.g., Abrahamson et Silva, 2008; Chiou *et al.*, 2010; Campbell et Bozorgnia, 2008).
- la profondeur du sommet de la rupture (Z_{TOR}) : les failles atteignant la surface engendrent des mouvements sismiques plus faibles que les failles superficielles ne cassant pas la surface (e.g., Somerville et Pitarka, 2006).
- la caractérisation du site avec des paramètres de profondeur de bassin sédimentaire tels que Z_1 ou $Z_{2.5}$ (e.g., Abrahamson et Silva, 2008; Chiou *et al.*, 2010; Campbell et Bozorgnia, 2008).

1.2.1.2 Choix des paramètres du modèle

Une des étapes clés pour développer des modèles de prédiction empiriques est le choix de la définition des différents paramètres explicatifs qui vont intervenir dans le modèle.

➤ Définition de la variable à prédire

Les indicateurs présentés à la section 1.1.4 peuvent constituer des variables à prédire. Dans le cas du spectre de réponse, la définition la plus courante est la moyenne géométrique des deux composantes horizontales (Beyer et Bommer, 2006). Dans le cas de l'intensité d'Arias, la définition la plus courante est la moyenne arithmétique des deux composantes horizontales et dans le cas de la durée significative relative, D_{SR} , les deux composantes horizontales sont utilisées comme indépendantes. D'autres définitions sont possibles comme le résume la table de Beyer et Bommer (2006) présentée à la figure 1.28. Beyer et Bommer (2006) proposent des relations pour convertir le mouvement médian défini d'une façon à un mouvement médian défini d'une autre façon, mais aussi des relations pour convertir les incertitudes associées au mouvement médian.

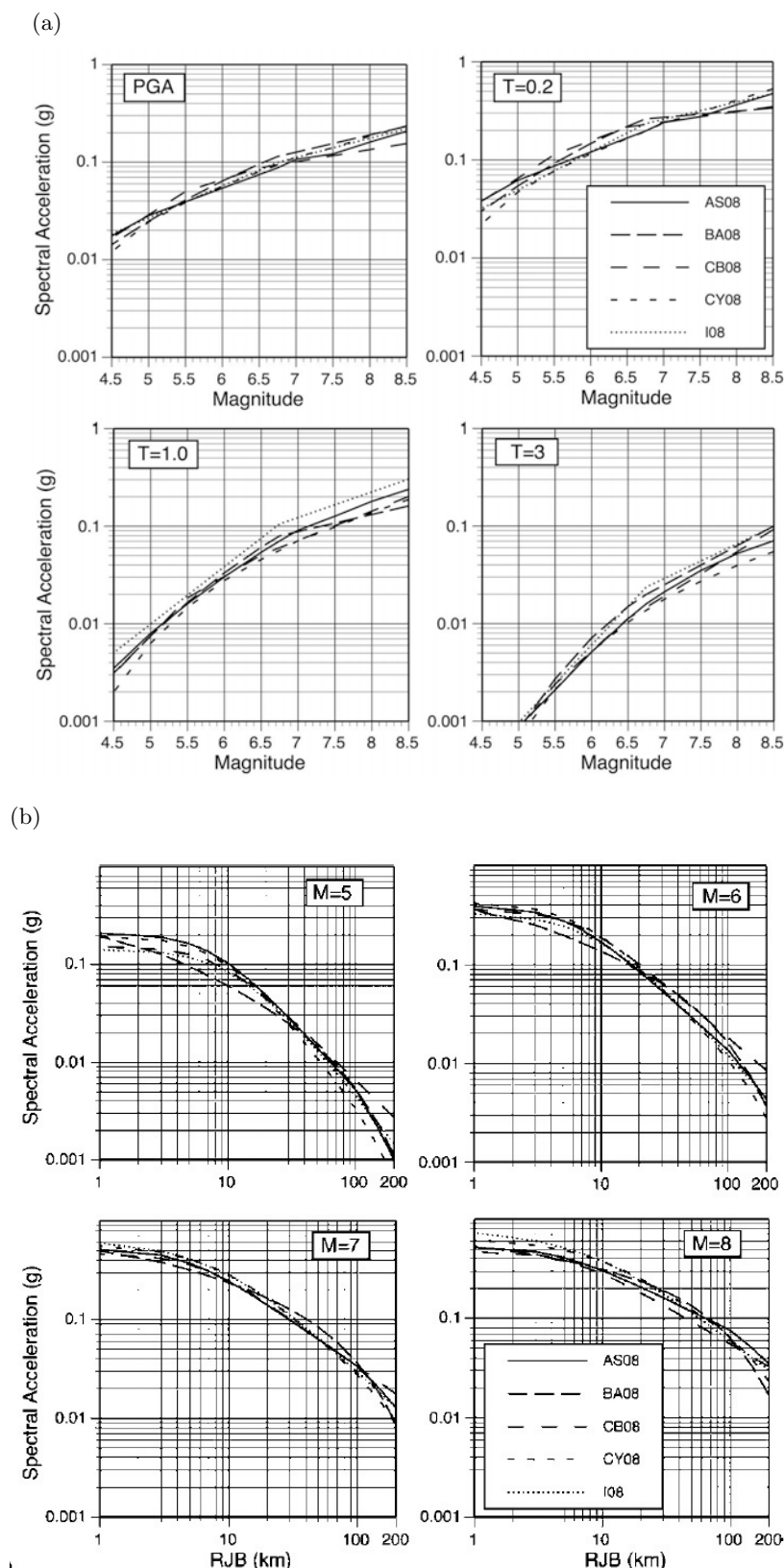


Figure 1.27 : Comparaison des formes fonctionnelles, développées à partir des données NGA, en fonction a) de la magnitude et de la période et b) de la distance de Joyner et Boore et de la magnitude dans le cas du PGA. Le mouvement médian est simulé dans le cas d'un événement de faille décrochante et pour des conditions de site au rocher ($V_{S30} = 760$ m/s). AS08 : [Abrahamson et Silva \(2008\)](#), BA08 : [Boore et Atkinson \(2008\)](#), CB08 : [Campbell et Bozorgnia \(2008\)](#), CY08 : [Chiou et Youngs \(2008\)](#) et I08 : [Idriss \(2008\)](#). D'après [Abrahamson et al. \(2008\)](#).

Symbol	Definition	GMPE*	Ratio to GM_{xy} [†]	DSA [‡]
xx, y	Orientation as recorded. Commonly the orientation of the recording instruments is essentially arbitrary with respect to the fault alignment (very often north-south and east-west) and is generally not correlated to the orientation of nearby faults.	✓	A	✓
FN, FP	Fault-normal and fault-parallel components	✓ [§]	B	✓
Principal 1	Components along principal directions (see text)	×	B	✓
Principal 2				
AM_{xy}	Arithmetic mean of spectra of x and y components	×	—	×
GM_{xy}	Geometric mean of spectra of x and y components	✓	A	✓
Both	Both horizontal components of a record are considered and treated as two independent realizations of a random process. This definition was used, in particular, when ground-motion data were still very sparse (e.g. McGuire, 1977).	✓	A	✓
Random	Random choice of one horizontal component from each accelerogram	×	—	✓
GMRotD50	This component definition accounts for the random orientation of the horizontal axis system by choosing, at each response period, the median value of the geometric mean from all possible orientations (see the companion paper by Boore <i>et al.</i> , 2006). To determine the median value of all possible orientations the components were rotated with a angle increment of 1.0°.	✓	B	×
GMRotI50	This ground-motion measure is an approximation of GMRotD50 with a constant axis orientation for all periods, which minimizes the sum of differences between GMRotI50 and GMRotD50 over all considered periods (Boore <i>et al.</i> , 2006).	✓	B	✓
Larger PGA	From the x and y components, the one with the larger PGA is chosen and used for all response periods.	×	—	×
Env	Envelope of x and y spectra: At each period the larger spectral ordinate of the x and y components is chosen. This is the common understanding of the “larger component” definition.	✓	C	×
MaxD	At each period the maximum spectral ordinate from all possible orientations of the horizontal axis system is determined. This definition differs from GMRotD50 only regarding the considered fractile: MaxD is hence defined as the 100th fractile of the spectral ordinates obtained.	✓	B	×
MaxI	This ground motion measure is determined following a procedure similar to the one used by Boore <i>et al.</i> (2006) but determining an approximation of MaxD instead of GMRotD50 with a constant axis orientation. The objective function for the angle is slightly different from the one specified by Boore <i>et al.</i> (2006) because it considers the differences between MaxI and MaxD only for periods greater than 0.5 sec.	✓	B	✓

*This indicates whether the definition has been widely used in ground-motion prediction equations; a × indicates that the definition is not in common use and therefore the nature of the distribution of the residuals in the ratio with respect to the GM_{xy} component is not classified.

† Classification indicating the degree to which the residual distribution for the ratio of each parameter to GM_{xy} approximates to lognormal: A, effectively exact match, in most cases by definition; B, not exact but a reasonable approximation; C, clearly not a lognormal distribution. Classifications not given for definitions not widely employed in ground-motion prediction equations (see footnote *).

‡ DSA, dynamic structural analysis. Relevance to the preparation (selection and scaling) of accelerograms for application in dynamic analysis. Any definition that is used for predictive equations is relevant in so much as it can define the target elastic response spectrum, but herein relevance specifically means that it can correspond to the treatment of recorded accelerograms as applied in structural analysis.

§ This definition is classified as being relevant, although to date it has been used in relatively few prediction equations (e.g., Bray and Rodriguez-Marek, 2004), having been employed rather in empirical adjustments for the effects of rupture directivity (Somerville *et al.*, 1997).

¶ The arithmetic mean would properly only be employed in equations derived without the logarithmic transformation. Campbell (1981) is believed to have used the arithmetic mean of the horizontal components of each accelerogram, but this equation has long been superseded and is therefore obsolete.

* In the compendium of PGA and SA prediction equations by Douglas (2003), only two equations are reported to have used this definition: Cornell *et al.* (1979), which is now obsolete, and Spudich *et al.* (1996), which has been superseded by Spudich *et al.* (1999), which abandoned this definition.

** To the knowledge of the authors, this definition has only been employed by Sabetta and Pugliese (1996); although these equations are still in use in Italy, the authors of this article do not believe that this definition will be used by others (certainly its use would not be encouraged) and that it therefore has a limited shelf life.

Figure 1.28 : Les différentes définitions des composantes horizontales des indicateurs employées dans la littérature. D’après Beyer et Bommer (2006).

➤ Définitions des variables explicatives

Pour prédire un indicateur du mouvement sismique, des variables explicatives sont nécessaires. Dans la forme fonctionnelle la plus simple, la magnitude est employée pour décrire les effets de source, une distance pour décrire les effets d’atténuation des ondes entre la source et le site, et un facteur de site pour décrire les effets locaux. Toutefois, il existe plusieurs définitions de ces paramètres explicatifs et ces différentes définitions sont employées pour développer des modèles de prédiction empiriques. À la section 1.1.3.3, la question de la définition des conditions de site a déjà été abordée et nous nous focaliserons dans ce paragraphe sur les autres paramètres.

La figure 1.29 présente la répartition des différentes définitions utilisées pour décrire la magnitude et la distance. Dans le cas de la **magnitude**, c’est la magnitude de moment qui est la plus largement répandue pour développer des modèles prédictifs, et cela surtout depuis les années 2000. On constate ainsi qu’un gros effort a été fourni pour déterminer ces magnitudes de moment. La magnitude des ondes de volume (m_b) a été très peu utilisée (biais pour les magnitudes

supérieures à 6.2). L'utilisation de la magnitude des ondes de surface (M_S) et des magnitudes locales (M_L et M_{JMA}) a été aussi fortement réduite depuis 2000. Des relations empiriques permettent notamment de transformer ces magnitudes en magnitudes de moment. Par exemple, les modèles de prédiction empiriques de Pousse *et al.* (2005) utilisent la magnitude de moment qui a été définie à partir d'une relation empirique entre la magnitude locale japonaise (M_{JMA}) et le moment sismique (M_0) établie par Fukushima (1996). Il est important de noter que ces magnitudes de moment évaluées empiriquement peuvent être très différentes de celles évaluées par inversion. Par exemple, pour les séismes de Tottori (06/10/2000) et de Chuetsu (23/10/2004) au Japon, le catalogue japonais *Full range seismograph network* [F-net] et le catalogue américain du centre d'étude géologique des États-Unis (*United-States Geological Survey* [USGS]) donnent une magnitude de moment de 6.6 pour ces deux événements. Un autre catalogue américain Global Centroid-Moment-Tensor (CMT) (Dziewonski *et al.*, 1981; Ekström *et al.*, 2012) fournit une magnitude de moment de 6.7 pour le premier événement et une magnitude de moment de 6.6 pour le second. Tandis que Pousse *et al.* (2005) pour ces deux événements avaient défini empiriquement des magnitudes de moment très différentes : $M_W = 7.3$ ($M_{JMA} = 7.3$) et $M_W = 6.2$ ($M_{JMA} = 6.5$), respectivement.

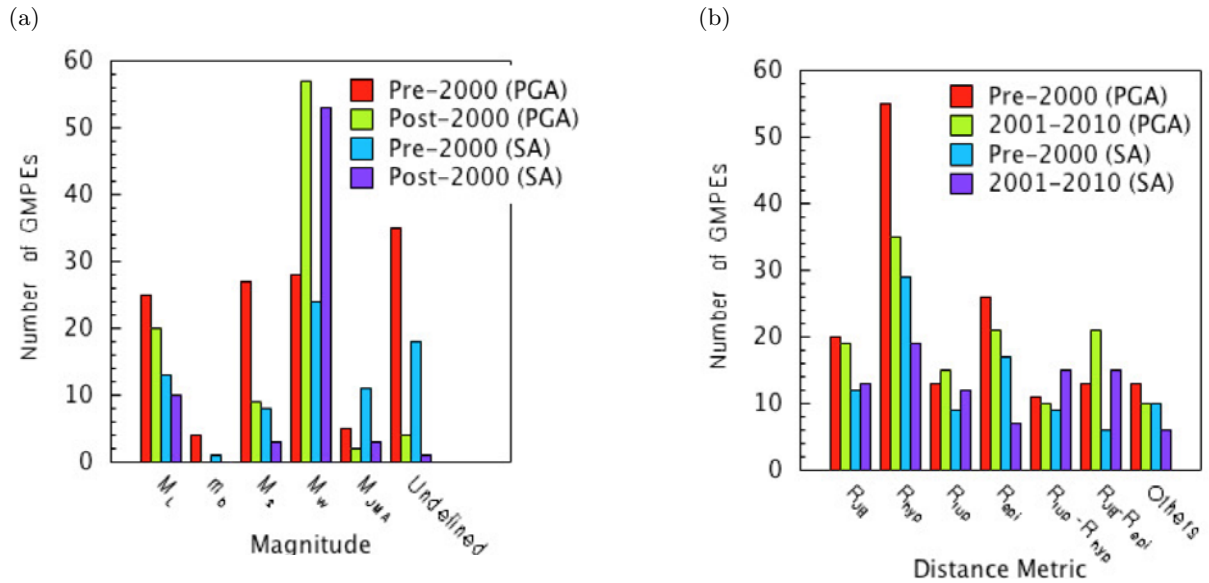


Figure 1.29 : Histogrammes présentant les différentes définitions de magnitudes (a) et de distances (b) employées dans les modèles de prédiction empiriques pour prédire le PGA et SA(f) avant et après les années 2000. Figures réalisées par S. Akkar d'après la revue de Douglas (2011).

Différentes définitions de **distances** sont adoptées par les développeurs de modèles prédictifs. La figure 1.30 présente ces différentes définitions de distance considérant pour certaines la profondeur de l'hypocentre ou les caractéristiques du plan de faille. La revue de Douglas (2011) présentée à la figure 1.29 montre que la distance hypocentrale est la plus largement utilisée. Toutefois, sa définition nécessite de connaître la profondeur de l'hypocentre qui est un paramètre assez mal contraint (e.g., Engdahl *et al.*, 1998). C'est pourquoi Akkar et Bommer (2010) ont préféré la distance épacentrale pour développer un modèle européen. Les distances R_{JB} et R_{RUP} sont en moyenne moins utilisées car elles nécessitent une définition au préalable des plans

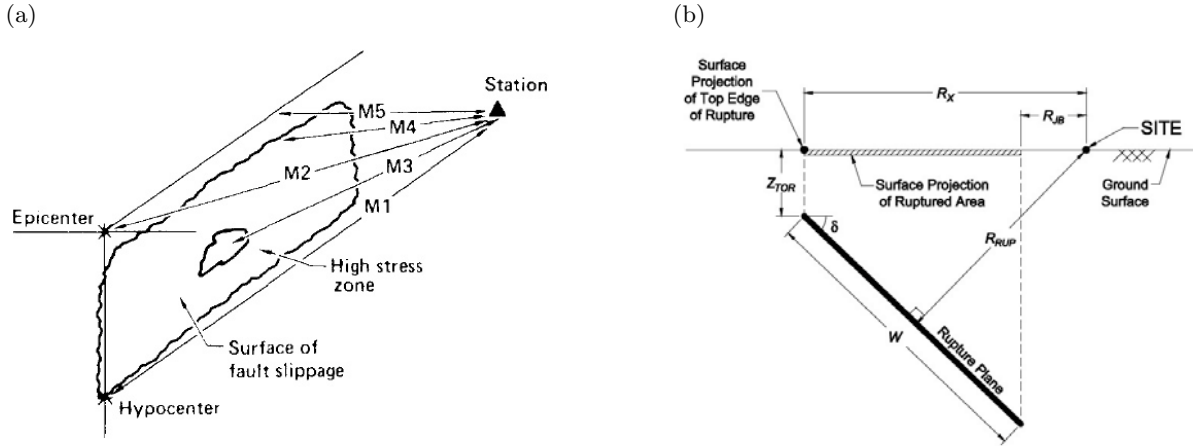


Figure 1.30 : Illustrations des différentes définitions de distances qui sont utilisées dans la littérature. $M1$: distance hypocentrale, notée R_{hypo} ; $M2$: distance épacentrale, notée R_{epi} ; $M3$: distance à la zone où le maximum d'énergie est relâché ; $M4$: distance la plus proche à la faille, notée R_{RUP} ; $M5$: distance la plus proche à la projection de la faille en surface ou distance de Joyner et Boore, notée R_{JB} . Sur la figure b) est aussi représentée une nouvelle distance, notée R_X , qui est la distance à la projection en surface du sommet de la zone de rupture. a) d'après Shakal et Bernreuter (1981) et b) d'après Kaklamanos et al. (2011).

de failles. Ces distances sont tout de même utilisées dans les modèles empiriques développés à partir des grandes bases de données (e.g., NGA). Pour calculer ces distances, les plans de faille des séismes ayant eu lieu entre 1998 et 2005 peuvent par exemple être obtenus à partir de la base de données suisse de M. Mai (<http://www.seismo.ethz.ch/static/srcmod/Events.html>). Les relations empiriques de Wells et Coppersmith (1994) sont aussi largement utilisées pour avoir une idée des dimensions de la faille à partir de la magnitude. À partir de simulations de la géométrie de la source, Scherbaum et al. (2004b) ont développé des expressions permettant de convertir les mesures de distance de la source au site. Les équations de conversion sont des fonctions polynomiales dépendantes de la magnitude, de la distance R_{JB} et du type de faille. Kaklamanos et al. (2011) ont ensuite établi des relations pour évaluer R_X et R_{RUP} à partir notamment de la distance R_{JB} .

Une variable largement utilisée est le **mécanisme au foyer**. Bommer et al. (2003) résument notamment les différentes définitions employées par différents auteurs. Ces différentes définitions sont basées sur différents paramètres, tels que l'angle de la direction de glissement (λ) et/ou l'angle de plongement de la faille (δ) ou l'angle de plongement des axes P, T et B (les trois vecteurs propres du tenseur de moment). Kaklamanos et al. (2011) fournissent aussi des relations pour estimer d'autres variables pouvant être incorporées dans les modèles les plus complexes (modèles NGA), notamment des paramètres de source (présentés à la figure 1.30b) comme l'angle de plongement de la faille δ , la largeur du plan de rupture plongeant W et la profondeur du sommet de la rupture Z_{TOR} , et des paramètres de site comme Z_1 et $Z_{2.5}$, caractérisant la profondeur des bassins sédimentaires.

1.2.1.3 Une analyse par régression

L'analyse par régression est employée pour déterminer les coefficients pondérants les variables explicatives afin d'expliquer au mieux les observations. L'approche classique considère un modèle de cette forme :

$$\ln Y_{ij_{obs}} = f(M_i, R_{ij}, \theta) + \epsilon_{ij} \quad (1.24)$$

où $Y_{ij_{obs}}$ représente l'indicateur du mouvement sismique observé, $f(M_i, R_{ij}, \theta)$ l'équation de prédiction de l'indicateur $Y_{ij_{pred}}$, M_i la magnitude du séisme, R_{ij} la distance, θ le vecteur des coefficients du modèle et ϵ_{ij} les résidus par rapport au modèle du $j^{\text{ème}}$ enregistrement du $i^{\text{ème}}$ événement. Les coefficients θ sont définis de manière à ce que les résidus ϵ_{ij} suivent une distribution normale centrée en 0 et d'écart-type σ , $\mathcal{N}(0, \sigma^2)$. Pour définir les coefficients de cette régression non linéaire, différents estimateurs peuvent être employés. On peut notamment citer des algorithmes basés sur l'estimateur des moindres carrés, estimateur minimisant la somme des carrés des résidus, tels ceux de Gauss-Newton et de Levenberg-Marquart. D'autres auteurs cherchent à maximiser la vraisemblance, qui est définie comme suit :

$$L = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp^{-\frac{(Y_{ij_{obs}} - Y_{ij_{pred}})^2}{2\sigma^2}} \quad (1.25)$$

Cette technique de régression, nommée modèle à effet fixe, considère les observations comme indépendantes les unes des autres. Toutefois, il existe des dépendances entre les enregistrements issus d'un même événement.

Pour prendre en considération ces dépendances entre événements et enregistrements, ou en d'autres termes entre magnitudes et distances, différentes techniques de régression sont envisageables. Joyner et Boore (1981) introduisent une technique innovante de régression en deux étapes. Ils déterminent dans une première étape les effets liés à la distance pour chaque événement indépendamment et déduisent ainsi un terme de résidus pour chaque événement (somme des résidus de chaque enregistrement de l'événement considéré). Dans une seconde étape, ils déterminent les effets liés à la magnitude par une régression cherchant à expliquer le vecteur de résidus issu de la première étape. Pour ces deux étapes, l'écart-type des résidus est mesuré et ils font l'hypothèse que le sigma total équivaut à $\sigma_{TOT} = \sqrt{\sigma_{step1}^2 + \sigma_{step2}^2}$. Toutefois, leur forme fonctionnelle est très simple et ne prend pas en considération les effets non linéaires. Fukushima et Tanaka (1990) introduisent cette procédure dans un système de boucles itératives leur permettant de considérer la dépendance de l'atténuation à la magnitude. Fukushima et Tanaka (1990) comparent leurs résultats avec une procédure en une étape et montrent que les résultats obtenus avec cette dernière méthode sont fortement biaisés. Ils attribuent cette erreur à une forte corrélation entre la magnitude et la distance. Par la suite, pour résoudre des équations avec des formes fonctionnelles de plus en plus complexes, Joyner et Boore (1993) et Abrahamson et Youngs (1992) utilisent l'estimateur de la vraisemblance dans le processus de régression en une étape au lieu de l'estimateur des moindres carrés en s'appuyant sur les travaux de Brillinger et Preisler (1984); ?, mais à travers deux approches distinctes donnant des résultats similaires. Dans ces méthodes à une étape, tous les coefficients sont déterminés de manière simultanée. Joy-

ner et Boore (1993) linéarisent le problème en série de Taylor alors que Abrahamson et Youngs (1992) utilisent l'approche à effet aléatoire (*random effect method*). Dans cette dernière approche le terme d'erreur est séparé en deux parties :

$$\ln Y_{ijobs} = f(M_i, R_{ij}, \theta) + \epsilon_{ij} + \eta_i \quad (1.26)$$

où η_i est l'effet aléatoire du $i^{\text{ème}}$ événement. Dans cette équation, η_i traduit les variations entre événements et ϵ_{ij} traduit les variations entre enregistrements au sein même d'un événement. Les résidus η_i et ϵ_{ij} sont supposés indépendants et suivent des distributions normales centrées en 0 et de variances τ^2 et ϕ^2 , respectivement. Le concept de variabilité inter et intra événement est présenté à la figure 1.31. Dans le cadre de cette thèse, la procédure décrite par Abrahamson et Youngs (1992) a été employée.

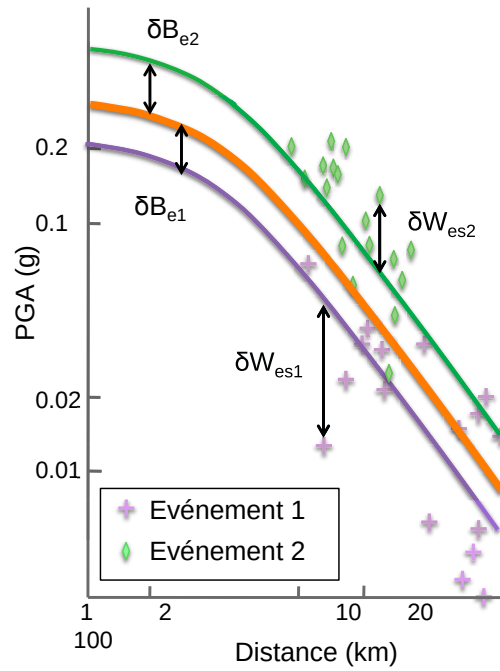


Figure 1.31 : Illustration schématique de la variabilité intra-événement, notée δW_{es} , et de la variabilité inter-événement, notée δB_e . Les maximum de l'accélération déduits des enregistrements issus de deux événements de même magnitude sont présentés en fonction de la distance à la rupture. Le modèle médian moyen issu de la régression est présenté en orange. Pour les deux événements, est aussi représenté le modèle médian correspondant à chacun d'eux. Ensuite, pour chaque enregistrement, la variabilité intra-événement, δW_{es} , peut être calculée. D'après Al Atik et al. (2010).

1.2.2 Les méthodes stochastiques stationnaires

Les vibrations du mouvement du sol peuvent être assimilées à un processus aléatoire gaussien de moyenne nulle. Sismologues et scientifiques du génie parasismique reconnaissent le caractère aléatoire des hautes fréquences des signaux sismiques (fréquences supérieures à 1 Hz), lié aux petites hétérogénéités au niveau de la surface de rupture et lors de la propagation des ondes dans les milieux. Deux approches stochastiques différentes permettent d'estimer le mouvement sismique. Ces deux méthodes se distinguent principalement dans la manière de définir le contenu

fréquentiel. Dans la première approche, la forme spectrale (spectre de Fourier) est définie comme une fonction de la taille du séisme (e.g., Brune, 1970, 1971; Hanks et McGuire, 1981; Boore, 1983, 2003). Dans la seconde approche, les traces temporelles sont déduites de la théorie des vibrations aléatoires, et le contenu fréquentiel est compatible au pseudo-spectre de réponse en accélération d'un oscillateur linéaire à un degré de liberté (e.g., Gasparini et Vanmarcke, 1976; Yeh et Wen, 1990; Papadimitriou, 1991; Rezaeian et Der Kiureghian, 2008). Dans les deux cas, le signal en temps est multiplié par une enveloppe temporelle qui peut prendre différentes formes suivant les auteurs (fonction gamma, fonction lognormale, fonction trapézoïdale, ...). Les deux méthodes les plus largement utilisées sont SMSIM de Boore (1983, 2003) et SIMQKE de Gasparini et Vanmarcke (1976). Ces deux méthodes sont actuellement à la base du développement de méthodes plus complexes, c'est pourquoi nous avons choisi de détailler leur mise en œuvre.

⇒ Méthodes stochastiques stationnaires incluant des bases fondamentales de sismologie : exemple de SMSIM

Boore (1983, 2003) conçoit un programme de simulations stochastiques SMSIM permettant de générer des traces temporelles dont le spectre de Fourier est obtenu à partir des bases fondamentales de la sismologie, introduites précédemment à la section 1.1.3. Le spectre de Fourier est modélisé ainsi :

$$\underbrace{Y(M_0, R, f)}_1 = \underbrace{E(M_0, f)}_2 \cdot \underbrace{P(R, f)}_3 \cdot \underbrace{G(f)}_4 \cdot \underbrace{I(f)}_5 \quad (1.27)$$

1. **Spectre de Fourier** en cm/s.
2. Effet lié à la **source sismique** modélisé par exemple comme à l'équation 1.7 en considérant un modèle de point source. Il est aussi possible d'envisager d'autres formes spectrales comme par exemple un spectre à double coin comme celui de Atkinson et Silva (2000) déterminé empiriquement sur des données californiennes et qui permet de considérer un un modèle de faille étendue.
3. Effet lié à la **propagation** des ondes entre la source et le site : atténuation anélastique (équation 1.10) et atténuation géométrique, cette dernière étant modélisée par une fonction affine continue par morceaux et dépendante de la distance à la rupture.
4. Effet lié au **site** dont l'amplification est calculée en utilisant la méthode du quart de la longueur d'onde et un profil générique. Cette fonction d'amplification est ensuite multipliée par l'effet de f_{max} (voir équation 1.13) ou de κ_0 (voir section 1.1.3.3).
5. Effet lié à la réponse **instrumentale**.

Une fois le spectre établi en fonction du scénario, les traces temporelles sont définies de la façon suivante :

- a. Un bruit blanc gaussien ou uniforme est généré avec une durée déterminée en fonction du scénario (figure 1.32a).

- b. Ce bruit blanc est ensuite multiplié par une enveloppe temporelle, ce qui apporte la non stationnarité du signal en temps (figure 1.32b).
- c. Ensuite, la transformée de Fourier de ce signal est calculée (figure 1.32c).
- d. Cette transformée de Fourier est normalisée par sa moyenne quadratique (figure 1.32d).
- e. Ce spectre normalisé est ensuite multiplié par le spectre Y défini théoriquement (équation 1.27, figure 1.32e).
- f. Le spectre résultant est ensuite ramené dans le domaine temporel en effectuant une transformée de Fourier inverse (figure 1.32f).

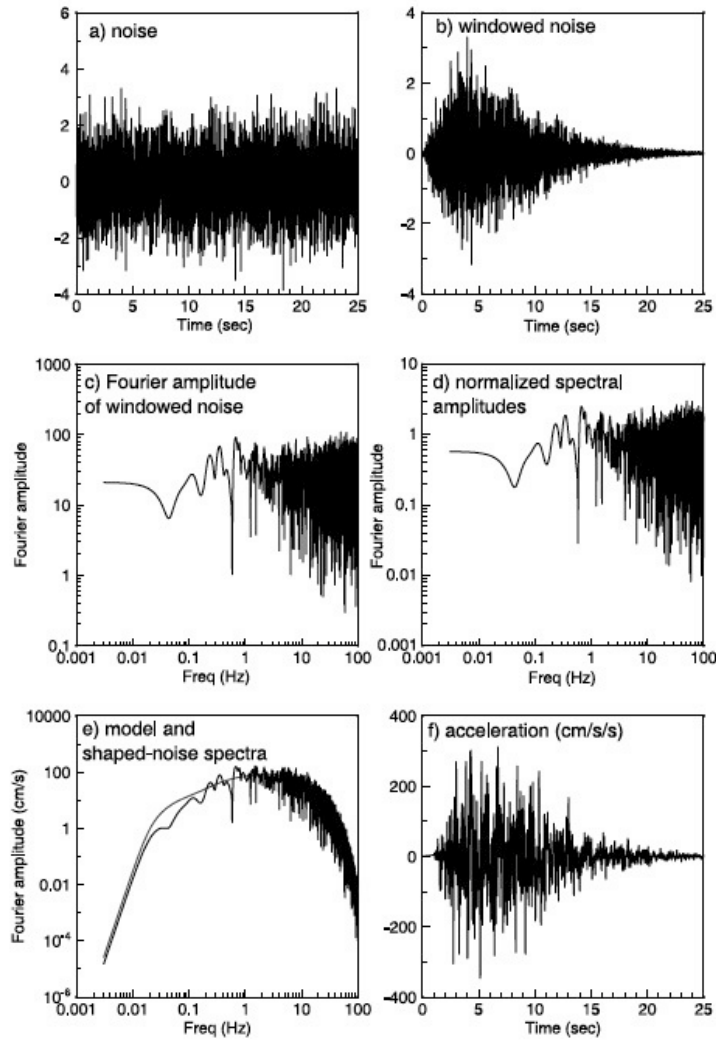


Figure 1.32 : Résumé des différentes étapes de la méthode stochastique stationnaire de *Boore (1983, 2003)* pour générer une trace temporelle dont le contenu fréquentiel est en accord avec les bases fondamentales de la sismologie. D'après *Boore (2003)*.

⇨ **Méthodes stochastiques stationnaires compatibles à un spectre de réponse cible : exemple de SIMQKE**

La méthode stochastique stationnaire développée par Gasparini et Vanmarcke (1976) (SIMQKE) permet de générer des traces temporelles compatibles à un spectre cible. Cette méthode est basée sur le principe que toute fonction périodique peut être décomposée en une série de sinus :

$$x(t) = \sum_{i=1}^N A_i \sin(\omega_i t + \phi_i) \quad (1.28)$$

où A_i correspond à l'amplitude et ϕ_i à la phase de la $i^{\text{ème}}$ composante sinusoïdale. Pour un mouvement stationnaire, l'énergie totale est $\sum_{i=1}^N (A_i^2/2)$. La densité spectrale de puissance $G(\omega_i)$ donne une représentation de l'énergie du signal en fonction de la fréquence (exemples à la figure 1.33). Pour chaque bande de fréquence $\Delta\omega$, l'énergie équivaut à $A_i^2/2$. On peut ainsi relier l'amplitude A_i à la densité spectrale de puissance $G(\omega_i)$ par la relation suivante :

$$A_i = \sqrt{2 \times G(\omega_i) \Delta\omega} \quad (1.29)$$

La densité spectrale de puissance peut être définie de diverses manières. Parmi les plus utilisées, on peut citer le modèle de Kanaï-Tajimi (Kanai, 1957; Tajimi *et al.*, 1960), le modèle de Clough et Penzien (1980) et le spectre de Boore (2003) (équation 1.27 au carré et divisée par la durée). Ces différentes densités spectrales de puissance sont représentées à la figure 1.33 et les modèles de Kanaï-Tajimi et de Clough et Penzien (1980) rapidement introduits ci-dessous car ils sont largement employés dans les nouvelles méthodes stochastiques non stationnaires.

➤ **Modèle de Kanaï-Tajimi (figure 1.33a) :**

$$G(\omega) = G_0 \frac{\omega_g^4 + 4 \xi_g^2 \omega^2 \omega_g^2}{(\omega_g^2 - \omega^2)^2 + 4 \xi_g^2 \omega^2 \omega_g^2} \quad (1.30)$$

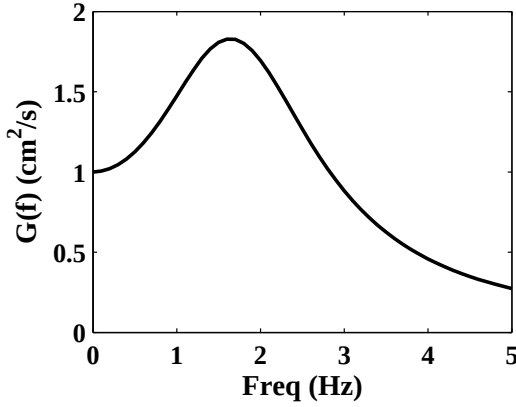
où $G(\omega)$ représente la densité spectrale de puissance en accélération, ω_g la fréquence propre d'une couche de sol, ξ_g son amortissement radiatif et G_0 son amplitude. Ce modèle présente l'avantage d'être simple mais la densité spectrale de puissance des déplacements du sol ($G(\omega)/\omega^4$) n'est ni définie, ni localement intégrable en zéro (figure 1.33a).

➤ **Modèle de Clough et Penzien (1980) (figure 1.33b) :**

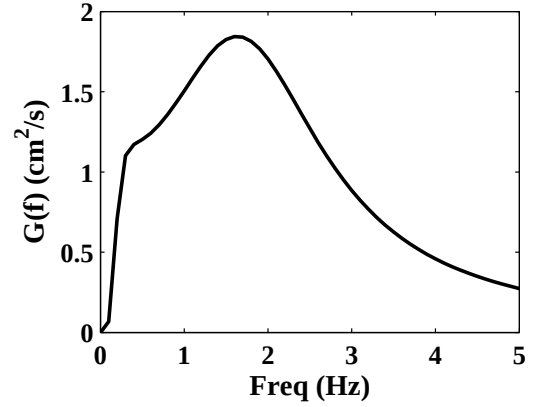
$$G(\omega) = G_0 \times \frac{\omega_g^4 + 4 \xi_g^2 \omega^2 \omega_g^2}{(\omega_g^2 - \omega^2)^2 + 4 \xi_g^2 \omega^2 \omega_g^2} \times \frac{\omega^4}{(\omega_f^2 - \omega^2)^2 + 4 \xi_f^2 \omega^2 \omega_f^2} \quad (1.31)$$

correspondant à un double filtre qui présente l'avantage de conduire à une densité spectrale en déplacement finie et intégrable en zéro (figure 1.33b). Ce modèle est ainsi approprié pour des ouvrages étendus et des problèmes non-linéaires.

(a) Kanai-Tajimi



(b) Clough et Penzien (1980)



(c) Boore (2003)

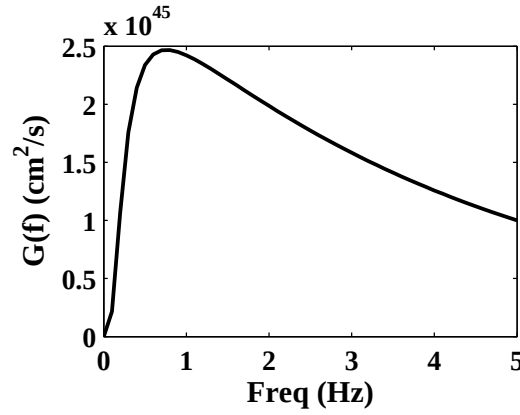


Figure 1.33 : Densités spectrales de puissance pour les modèles de Kanai-Tajimi (a) et de Clough et Penzien (1980) (b) pour $G_0 = 1$, $\omega_g = 4\pi \text{ rad/s}$, $\xi_g = 0.6$, $\omega_f = 0.4\pi \text{ rad/s}$ et $\xi_f = 0.6$. (c) Exemple de densité spectrale de puissance de Boore (2003) avec $M_W = 6.5$, $R = 10 \text{ km}$, une chute de contrainte de 80 bars, une vitesse des ondes de cisaillement dans la croûte de 3.2 km/s, $\kappa_0 = 0.035 \text{ s}$, $Q(f) = 300f^{0.6}$, un facteur de source de 0.78. Les densités spectrales de Clough et Penzien (1980) et Boore (2003) valent 0 à la fréquence 0; elles permettent ainsi l'intégration en vitesse et en déplacement.

Pour résumer, l'approche utilisée dans SIMQKE consiste à générer une fonction de densité spectrale de puissance à partir d'un spectre de réponse cible, puis à générer des signaux sinusoïdaux avec des phases et des amplitudes aléatoires. Les mouvements sinusoïdaux sont ensuite sommés et une procédure itérative est appliquée pour améliorer la correspondance avec le spectre de réponse cible, en calculant le rapport entre la réponse spectrale de la cible et celle du signal. La fonction de densité spectrale de puissance est ensuite ajustée par le carré de ce rapport, et un nouveau signal est généré.

➤ Différences entre les deux méthodes à basses fréquences

Safak et Boore (1988) évoquent une différence entre ces deux méthodes stochastiques stationnaires à basses fréquences liée aux différentes étapes de calcul. En effet, dans le cas de la méthode SMSIM, le bruit est d'abord multiplié par une enveloppe temporelle puis calé dans le domaine fréquentiel par un spectre de Fourier théorique. Dans le cas de la méthode

SIMQKE, la multiplication par l'enveloppe temporelle, incluse dans A_i dans l'équation 1.28, revient à un calage d'abord par le spectre dans le domaine fréquentiel puis à une multiplication par l'enveloppe temporelle. Safak et Boore (1988) démontrent que le spectre de Fourier d'un signal ayant été multiplié dans le domaine temporel par une enveloppe n'est pas égale à 0 à la fréquence 0 et cela même si le spectre de Fourier avant multiplication valait 0 en $f=0$ Hz. Ainsi, ils montrent que le spectre de Fourier produit par une telle méthode surestime le mouvement sismique jusqu'à une fréquence approximative à la fréquence coin. La fréquence coin est considérée comme inversement proportionnelle à la durée du mouvement sismique à une distance $R=0$ km. Cette surestimation est d'autant plus importante pour les séismes de petites magnitudes et avec des durées courtes. De plus, puisqu'en $f=0$ Hz le spectre est différent de 0, l'intégration de ces signaux en vitesse puis en déplacement va être biaisée. Safak et Boore (1988) conseillent d'utiliser en priorité des méthodes de type SMSIM, c'est à dire des méthodes où le bruit est premièrement convolué avec l'enveloppe temporelle et ensuite calibré avec un spectre théorique dans le domaine fréquentiel.

⇒ Développement de méthodes stochastiques semi-empiriques non stationnaires

Avec l'augmentation des données accélérométriques, des méthodes stochastiques semi-empiriques considérant la non-stationnarité se sont développées (e.g., Alamilla *et al.*, 2001; Pousse *et al.*, 2006; Rezaeian et Der Kiureghian, 2010). Ces méthodes se sont principalement développées à partir de la méthode stochastique SIMQKE qui ne nécessite pas de connaître les paramètres de la source, de la propagation et du site. En effet, dans ces nouvelles méthodes, l'amplitude finale du mouvement sismique est donnée par l'enveloppe temporelle dont les caractéristiques ont été déterminées empiriquement et non pas par le spectre de Fourier ou le spectre de réponse. De plus, la densité spectrale de puissance, $G_i(f)$, est définie en chaque temps, $G_i(f, t)$. Pour ce faire, la fréquence prédominante et la déviation autour de cette fréquence sont mesurées par différentes techniques, comme par exemple par une mesure du nombre de passages en zéro du signal (e.g., Rezaeian et Der Kiureghian, 2008), ou à partir de la fréquence centrale du signal estimée à partir d'un spectrogramme (e.g., Sabetta et Pugliese, 1996; Pousse *et al.*, 2006). L'amplitude du spectre est d'ailleurs définie de manière à ce que son aire soit égale à 1. L'utilisation de modèles empiriques pour prédire notamment la durée, l'énergie et la non stationnarité des signaux synthétiques présentent l'avantage de pouvoir générer une population de traces temporelles. En effet, il est possible de prédire la distribution de chaque paramètre afin de générer des traces temporelles associées à une variabilité autre que celle uniquement de la phase. Toutefois, il n'est pas évident de prendre en compte cette variabilité car considérer les distributions des paramètres du mouvement sismique comme indépendantes peut engendrer une surestimation de la variabilité réelle (e.g., Pousse *et al.*, 2006). Afin de mieux contraindre cette variabilité, Rezaeian et Der Kiureghian (2010) et Sgobba *et al.* (2011) ont pris en compte les corrélations existantes entre paramètres. Un autre inconvénient de ces méthodes est qu'elles sont affectées par le problème de surestimation des basses fréquences évoqué par Safak et Boore (1988). Comme reporté par Papadimitriou (1991) et Rezaeian et Der Kiureghian (2008), il est possible de corriger le spectre (ramener à $f=0$ Hz, l'amplitude à zéro dans le but d'intégrer les

signaux en vitesse et en déplacement) en appliquant un filtre, décrivant le mouvement d'un oscillateur à un degré de liberté. L'enregistrement corrigé, noté $\ddot{z}(t)$, est obtenu comme une solution de l'équation différentielle suivante :

$$\ddot{z}(t) + 4\pi f_c \dot{z}(t) + 4\pi^2 f_c^2 z(t) = x(t) \quad (1.32)$$

où f_c est la fréquence fondamentale du filtre, qui correspond à la fréquence coin, paramètre relié à la taille de la source sismique, et $x(t)$ le signal avant correction.

Peu de comparaisons ont été réalisées entre ces méthodes stochastiques non stationnaires et les méthodes classiques. On peut citer l'étude de [Schwab et Lestuzzi \(2007\)](#) qui ont effectué des analyses non linéaires sur un système à un degré de liberté à l'aide de traces temporelles générées à la fois avec SIMQKE et à partir des simulations non stationnaires de [Sabetta et Pugliese \(1996\)](#). Ils ont montré que la procédure classique stationnaire conduit à une sous-estimation significative de la demande de ductilité du bâtiment, alors que la procédure non-stationnaire est plus performante.

Les différentes méthodes, avec leurs caractéristiques en terme d'enveloppe temporelle, de contenu fréquentiel et de variabilité, sont présentées à la table 1.6. Parmi les méthodes incluant la non stationnarité, seule la méthode de [Pousse et al. \(2006\)](#) inclut un spectre dépendant de la taille du séisme comme celui décrit par [Brune \(1970\)](#). C'est pourquoi, dans la suite de ce travail de thèse, nous avons choisi de développer cette méthode initialement introduite par [Pousse et al. \(2006\)](#) (chapitre 4).

1.3 Importance du choix du mouvement de référence dans les études d'aléa sismique

La définition d'un mouvement sismique de « référence » est nécessaire dans différentes étapes de l'évaluation de l'aléa sismique. En fonction de l'application, la définition de ce mouvement sismique de « référence » n'est pas la même. Dans cette partie, nous allons rappeler les différentes applications qui nécessitent d'utiliser ces mouvements sismiques de référence.

L'évaluation de l'aléa sismique est réalisée à deux échelles. Premièrement **à l'échelle régionale**, échelle à laquelle le milieu est supposé géologiquement homogène, un mouvement sismique de référence en condition standard (rocher horizontal affleurant) va être défini. Deuxièmement **à l'échelle locale**, les effets de site particuliers vont être considérés.

Pour évaluer l'aléa sismique, il est nécessaire d'étudier au préalable la sismicité historique (paléosismicité, archives historiques, catalogues de sismicité,...) afin d'identifier tous les scénarios en terme de magnitude et de distance. Un zonage sismotectonique est ensuite réalisé pour regrouper les comportements sismiques homogènes (taux d'occurrence, type de faille,...). Ainsi, pour chaque zone, un grand nombre de scénarios magnitude-distance est identifié. Deux approches distinctes sont ensuite possibles. **L'approche probabiliste** va prendre en compte tous les scénarios

Table 1.6 : *Inventaire des principales méthodes stochastiques. Description de l'enveloppe temporelle et de la forme du contenu spectral considérées. Informations sur la modélisation ou non de la non stationnarité des signaux et sur la manière d'inclure la variabilité dans le modèle.*

Références	Enveloppes temporelles	Formes spectrales	Non stationnarité	Variabilité
Boore (1983), Boore (2003) (Code SMSIM)	Fonction Gamma (Saragoni et Hart, 1974)	Spectre de Brune + atténuation hautes fréquences selon Hanks (1982) ou Anderson et Hough (1984)	Non	Directement seulement de la phase
Gasparini et Vanmarcke (1976) (Code SMQKE)	Fonction trapézoïdale	Spectre de Kanai et Tajimi (Kanai, 1957; Tajimi <i>et al.</i> , 1960)	Non	Directement seulement de la phase
Yeh et Wen (1990), Alamilla <i>et al.</i> (2001)	Prédiction du diagramme d'Husid et dérivation	Spectre de Clough et Penzien (1980)	Oui (prédiction du nombre de passage en zéro)	Déduite des relations empiriques
Rezaeian et Der Kiureghian (2008, 2010, 2012)	Fonction gamma (amélioration forme Saragoni et Hart 1974)	Fonction réponse impulsionnelle	Oui (prédiction du nombre moyen de fois par unité de temps que le signal passe par zéro depuis les valeurs négatives)	Déduite des relations empiriques et considération des corrélations existantes entre indicateurs
Sgobba <i>et al.</i> (2011)	Fonction lognormale	Spectre de Kanai et Tajimi (Kanai, 1957; Tajimi <i>et al.</i> , 1960)	Oui (variation de ω_g et ξ_g)	Déduite des relations empiriques et considération des corrélations existantes entre indicateurs
Sabetta et Pugliese (1996)	Fonction lognormale	Fonction lognormale construite à partir de la fréquence centrale et de la largeur de bande	Oui (variation de la fréquence centrale)	Déduite des relations empiriques
Pousse <i>et al.</i> (2006)	2 fonctions lognormales (onde P et onde S) et décroissance exponentielle de la coda	Spectre de Brune convolué à l'effet de f_{max} qui correspond à la fréquence centrale	Oui (variation de la fréquence centrale)	Déduite des relations empiriques

rios magnitude-distance du modèle de sismicité dans le but de construire un modèle probabiliste donnant le taux annuel de dépassement d'un certain niveau d'accélération. Par exemple, le nouveau zonage sismique national français est basé sur cette approche. Dans le cas de *l'approche déterministe*, seuls quelques scénarios (magnitude-distance) vont être sélectionnés et les calculs de dimensionnement des structures seront effectués à partir des niveaux d'accélération obtenus pour ces scénarios. Cette approche est notamment utilisée à ce jour dans le cas des structures dites à risque spécial en France, comme les centrales nucléaires.

1.3.1 Choix des sites de référence dans l'évaluation probabiliste de l'aléa sismique

L'évaluation de l'aléa probabiliste à l'échelle régionale se traduit par la construction de courbes d'aléa sismique donnant le taux annuel de dépassement d'un seuil d'accélération « au rocher » sur un temps donné. La probabilité correspondante est calculée à partir d'un modèle de Poisson. Pour établir ces courbes (figure 1.34, étape 4), le calcul requiert une identification des sources sismiques et un zonage sismotectonique de la région en fonction des types de sources sismiques (étape 1), une description de la sismicité de ces zones sismiques en terme de taux d'occurrence des séismes (étape 2) et finalement, une estimation des accélérations au rocher (étape 3). À ce jour, des modèles de prédiction empiriques sont communément utilisés pour définir ces accélérations. En effet, en plus du mouvement médian, ces modèles empiriques fournissent une évaluation de la variabilité aléatoire alors que la prise en compte de la variabilité du mouvement sismique dans les simulations reste encore difficile. Toutefois, dans l'avenir, les modèles de prédiction empiriques devraient être remplacés par des simulations (e.g., [Atkinson, 2012](#)).

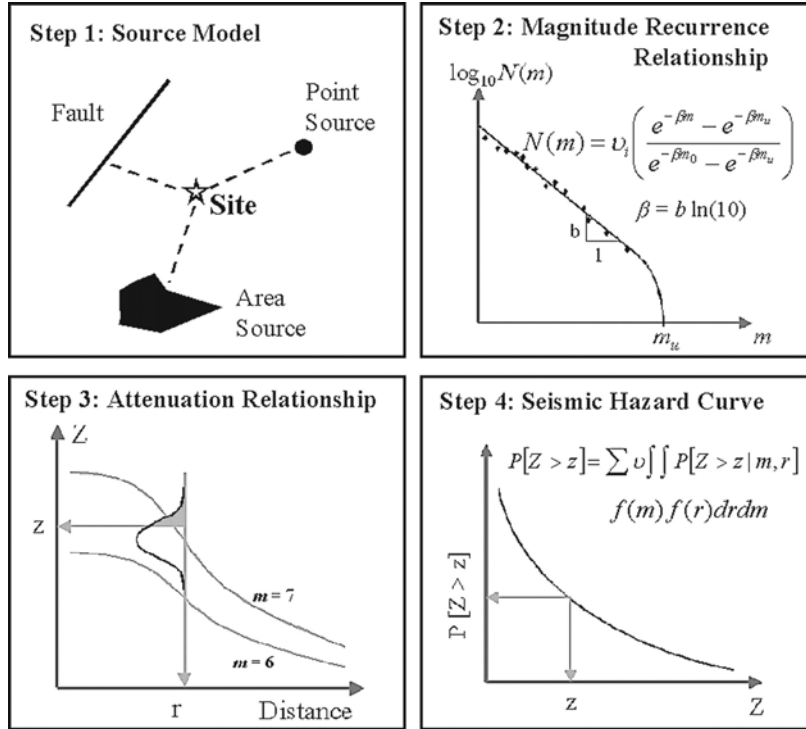


Figure 1.34 : Étapes de l'évaluation de l'aléa sismique. D'après [Reiter \(1990\)](#).

Dans le cadre du projet européen SHARE – dont le principal objectif a été de fournir à la communauté un modèle d'aléa sismique pour la région Euro-méditerranée –, le rocher de référence est défini en fonction de deux paramètres : un paramètre caractérisant la vitesse du site (paramètre classique décrivant la vitesse des ondes S dans les trente derniers mètres, $V_{S30} = 800$ m/s) et un paramètre décrivant les mécanismes d'atténuation hautes fréquences ($\kappa_0 = 0.03$ s) (Delavaud *et al.*, 2012a).

Plusieurs difficultés apparaissent concernant la définition de ces modèles de prédiction empiriques pour un rocher de référence :

⇒ **Association de plusieurs modèles de prédiction empiriques :**

Les modèles empiriques sont développés dans des régions où la sismicité est active, ce qui n'est pas forcément le cas de la zone étudiée. Pour estimer l'incertitude épistémique, plusieurs modèles empiriques développés dans des contextes sismotectoniques similaires mais dans des régions différentes et/ou avec des formes fonctionnelles distinctes, sont utilisés dans des arbres logiques. Dans la littérature, un grand nombre de modèles empiriques a été publié par divers auteurs dans différentes régions à différentes époques. Douglas (2011) fait la synthèse de tous ces modèles (figure 1.23) et on constate que ce nombre de modèles publiés par année augmentent au cours du temps. Pour les études d'aléa probabilistes, les experts doivent sélectionner les modèles les plus pertinents. Pour cela, Cotton *et al.* (2006) puis Bommer *et al.* (2010) guident les scientifiques en établissant une liste de critères d'exclusion des modèles. Le choix final des modèles et le poids qui leur est attribué en fonction de leur pertinence (construction d'arbre logique, e.g., Delavaud *et al.*, 2012a) est une synthèse entre les avis d'experts et les résultats obtenus par des méthodes statistiques permettant de classer les modèles empiriques (e.g., Scherbaum *et al.*, 2004a, 2009; Delavaud *et al.*, 2012b). La table 1.7 énumère par exemple les modèles pré-sélectionnés dans le cadre du projet modélisation de la sismicité globale (*Global Earthquake Model* [GEM]) par Douglas *et al.* (2011) pour les différentes zones sismotectoniques.

⇒ **Plusieurs définitions du rocher dans les modèles de prédiction empiriques :**

À la section 1.1.3.3, nous avons vu que les effets de site sur le mouvement sismique enregistré à un site rocheux pouvaient être pris en compte de différentes manières dans la littérature. Dans les modèles de prédiction empiriques, le terme de site a évolué au cours du temps de aucune spécification à deux classes de site (rocher et sol), puis à plusieurs classes de site et finalement à une fonction continue du paramètre V_{S30} . Comme nous l'avons largement décrit précédemment, les sites sont attribués à une classe de site ou V_{S30} est évalué à partir de méthodes très hétérogènes avec des fiabilités très différentes. Cette fiabilité est d'autant plus faible pour les sites rocheux (figure 1.4). De plus, parmi les modèles de prédiction empiriques utilisant des classes de site pour caractériser le milieu d'enregistrement, les limites de définition de ces classes sont variables en fonction de la région d'étude du fait de réglementations différentes mais aussi en

Table 1.7 : Table répertoriant les informations concernant le terme de site et la fonction d'amplification, associées aux modèles de prédiction empiriques pré-sélectionnés dans le cadre de la tâche 2 du projet GEM par Douglas et al. (2011). D'après Stewart et al. (2011).

	Reference	Application Region	Site Parameters		Site Amplification Function	
			Discrete categories ¹	Continuous Variables ²	Non-linearity	Reference site condition ³
Stable continental regions	Atkinson (2008), Atkinson & Boore (2011)	CEUS	NEHRP B/C only	-	na	NEHRP B/C
	Atkinson & Boore (2006, 2011)	CEUS	Hard rock; NEHRP B/C	V_{s30}	Yes	Hard rock ($V_s=2000$ m/s)
	Campbell (2003)	CEUS	Hard rock only	-	na	Hard rock ($V_s=2800$ m/s)
	Douglas et al. (2006)	So. Norway	Hard rock only	-	na	Hard rock ($V_s=2800$ m/s)
	Frankel et al. (1996)	CEUS	Hard rock; NEHRP B/C	-	na	Hard rock ($V_s=2800$ m/s)
	Raghu Kanth & Iyengar (2006, 2007)	Peninsular India	Hard rock; NEHRP A-D	-	Yes	Hard rock ($V_s=3600$ m/s)
	Silva et al. (2002)	CEUS	Hard rock only	-	na	Mid-cont., $V_s=2830$ m/s; Gulf cst $V_s=2310$ m/s)
	Somerville et al. (2009)	Australia	Rock only	-	na	Rock ($V_s=1000$ m/s)
	Pezeshk et al. (2011)	CEUS	Hard rock only	-	na	Hard rock ($V_s>2000$ m/s)
	Toro et al. (1997)	CEUS	Hard rock only	-	na	Hard rock ($V_s=2800$ m/s)
Subduction zones	Atkinson & Boore (2003)	Global	NEHRP B-E	-	Yes	NEHRP B
	Atkinson & Macias (2009)	Cascadia	NEHRP B/C only	-	na	NEHRP B/C
	Garcia et al. (2005); Arroyo et al. (2010)	Mexico	NEHRP B only	-	na	NEHRP B
	Zhao et al. (2006); Zhao (2010)	Japan	Four: hard rock to soft soil	-	No	Not defined
	Kanno et al. (2006)	Japan	-	V_{s30}	No	$V_{s30}\approx 300$ m/s
	Lin & Lee (2008)	Taiwan	Two: rock & soil	-	Yes	Not defined
	McVerry et al. (2006)	New Zealand	Five: strong rock to v soft soil	-	Yes	Strong rock and rock
	Youngs et al. (1997)	Global	Three: GMX A, B, D	-	No	Not defined
Active tectonic regions	Abrahamson & Silva (2008)	Global	-	$V_{s30}, Z_{1.0}$	Yes	$V_{s30} = 1100$ m/s
	Akkar & Bommer (2010)	Europe & Middle East	Two: rock, stiff & soft soil	-	No	Rock
	Boore & Atkinson (2008, 2011)	Global	-	V_{s30}	Yes	$V_{s30}=760$ m/s
	Campbell & Bozorgnia (2008)	Global	-	$V_{s30}, Z_{2.5}$	Yes	$V_{s30} = 1100$ m/s
	Cauzzi & Faccioli (2008); Faccioli et al. (2010)	Global	CEN A-D	V_{s30}	No	CEN A
	Chlou & Youngs (2008)	Global	-	$V_{s30}, Z_{1.0}$	Yes	$V_{s30}=1130$ m/s
	Kanno et al. (2006)	Japan	-	V_{s30}	No	$V_{s30}\approx 300$ m/s
	McVerry et al. (2006)	New Zealand	Five: strong rock to v soft soil	-	Yes	Strong rock and rock
	Zhao et al. (2006)	Japan	Four: hard rock to soft soil	-	No	Not defined
Volcanic regions	McVerry et al. 2006	New Zealand	Five: strong rock to v soft soil	-	Yes	Strong rock and rock
	Zhao (2010)	Japan	Four: hard rock to soft soil	-	No	Not defined
Vrancea	Sokolov et al. 2008	Romania	Hard rock only	-	No	Hard rock ($V_s = 3800$ m/s)

¹ NEHRP categories in Table 2.2; Zhao et al. (2006) categories in Table 2.3; GMX categories (used by Youngs et al., 1997) in Table 3.2; CEN categories in Table 2.4

² V_{s30} from Eq. 3.1 with $z_p = 30$ m; V_{s0} is determined over undefined depth.

³ Reference site condition defined as having no site modification in the GMPE. 'Not defined' indicates separate regression coefficients evaluated for different site conditions (no specific site term)

fonction des caractéristiques des données disponibles (par exemple toutes les classes de site ne sont pas forcément représentées). Par ailleurs, les sites peuvent aussi dans certains cas être caractérisés par d'autres paramètres de site. L'intégration de ces paramètres supplémentaires a un impact sur la fonction d'amplification et donc sur la caractérisation du rocher. La profondeur à laquelle la vitesse des ondes de cisaillement atteint une certaine vitesse, notée Z_X où Z correspond à la profondeur en m et X à la vitesse en km/s, peut notamment être considérée. Certains modèles de prédiction empiriques prennent aussi en compte le comportement non linéaire que peut avoir un site lors de fortes sollicitations. De nombreux sites ont présenté des comportements non linéaires lors du séisme de Tohoku de mars 2011 au Japon de M_W 9 (Bonilla *et al.*, 2011, voir annexe A). Ces effets non linéaires modifient la réponse du site en terme d'amplification et de contenu fréquentiel. Dans l'exemple des modèles de prédiction empiriques pré-sélectionnés dans le cadre de GEM de la figure 1.7, sont indiqués les paramètres caractérisant le terme de site dans les modèles de prédiction empiriques ainsi que la valeur de l'amplification de référence définissant le modèle de prédiction empirique. On constate une grande hétérogénéité dans la manière de décrire les sites, ce qui suggère toute la complexité d'ajuster les différents modèles de prédiction empiriques à une même référence. Cotton *et al.* (2006) avaient précédemment mis en avant la difficulté de ces ajustements. L'intégration du paramètre V_{S30} dans les nouveaux modèles de prédiction empiriques a permis de diminuer la subjectivité des classes de site et de faciliter l'ajustement à un même rocher de référence.

⇒ Modèles de prédiction empiriques peu contraints par des données au rocher :

Le nombre d'enregistrements sur sites rocheux est faible dans les bases de données accélérométriques (figure 1.35). Le rocher n'est donc pas forcément bien contraint dans les modèles de prédiction empiriques. De plus, les modèles de prédiction empiriques sont développés en associant toutes les catégories de site, ce qui peut encore une fois biaiser la prédiction du mouvement sismique au rocher.

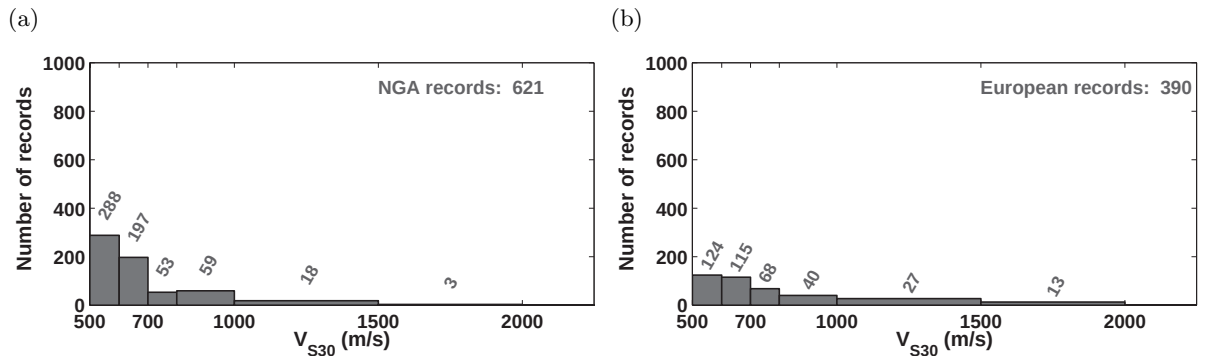


Figure 1.35 : Distributions du nombre d'enregistrements avec V_{S30} supérieur à 500 m/s dans les bases de données NGA (Chiou *et al.*, 2008) (a) et européenne (Yenier *et al.*, 2010) (b).

⇒ Référence commune définie à partir d'un paramètre controversé :

Dans le cas européen, la carte d'aléa sismique est définie pour un mouvement de référence

qualifié notamment par le paramètre V_{S30} ($V_{S30} = 800$ m/s, limite de la classe rocher dans l'Eurocode 8). Toutefois, ce paramètre est controversé car il caractérise seulement la structure superficielle et non la structure complète du site (Castellaro *et al.*, 2008). Cadet *et al.* (2010) ont observé une forte variabilité de la fonction de transfert des sites rocheux. Ils ont suggéré que le rocher de référence soit défini à la fois en fonction de V_{S30} ($750 < V_{S30} < 850$ m/s) et aussi en fonction de sa fréquence de résonance ($f_0 > 8$ Hz). V_{S30} et f_0 permettent de caractériser les contrastes d'impédance mais ne prennent pas en considération les caractéristiques d'amortissement du site. C'est pourquoi depuis peu le paramètre κ_0 caractérisant l'atténuation hautes fréquences en un site spécifique est considéré pour décrire le mouvement de référence (e.g., projets SHARE, PEGASOS Refinement project).

⇒ **Ajustement des modèles :**

L'utilisation de modèles provenant d'autres régions peut nécessiter des ajustements de ces modèles en terme de sources, d'atténuations géométrique et anélastique et de site (e.g., Campbell, 2003; Cotton *et al.*, 2006). Ces ajustements nécessitent une bonne compréhension des mécanismes contrôlant le mouvement sismique (voir section 1.1.3). Les termes de source (e.g., chute de contrainte, non linéarité de la magnitude) et de propagation (e.g., facteur de qualité) restent mal contraints. Dans certains projets récents (e.g., Biro *et Renault*, 2012), les mouvements sismiques prédits empiriquement ont seulement été corrigés par un facteur d'amplification dépendant des paramètres de site, V_{S30} et κ_0 , comme celui défini par Van Houtte *et al.* (2011) (figure 1.18). Une autre difficulté est que les modèles empiriques développés à ce jour n'incluent pas le paramètre κ_0 dans leur forme fonctionnelle, mis à part les modèles développés dans les zones continentales qui sont définis pour un V_{S30} et un κ_0 donnés. C'est pourquoi, dans le cadre du projet SHARE (Delavaud *et al.*, 2012a), seuls les modèles sélectionnés pour décrire le mouvement sismique dans les régions continentales stables ont été ajustés en terme de V_{S30} et κ_0 à la référence.

1.3.2 Choix des sites de référence dans l'évaluation déterministe de l'aléa sismique

Dans le cas *des bâtiments courants*, les règles de conception parasismique définies dans l'Eurocode 8 fournissent des spectres de réponse réglementaires pour les cinq zones de sismicité, en fonction de quatre catégories d'importance de bâtiments et en fonction de cinq classes de site. Ces spectres réglementaires ont été établis à partir d'enregistrements européens, principalement italiens. Chacun des spectres est défini pour une catégorie de site particulière et le mouvement au rocher est défini comme $V_{S30} > 800$ m/s. Dans le cas *des équipements à risque spécial*, comme les centrales nucléaires, la Règle Fondamentale de Sécurité (RFS 2001-01) renseigne sur les règles de dimensionnement en vigueur. Dans un premier temps, les séismes maximum historiquement vraisemblables (SMHV) sont identifiés au sein de la zone sismotectonique homogène

correspondante au site d'étude. Les séismes majorés de sécurité (SMS) sont ensuite obtenus en majorant l'intensité du SMHV de 1 et la magnitude de 0.5 afin de tenir compte des incertitudes liées à la définition du SMHV. Les spectres de réponse associés à ces deux scénarios sont ensuite définis à partir d'un modèle de prédiction empirique, celui de [Berge-Thierry *et al.* \(2003\)](#). Le mouvement au rocher est simplement supposé comme un mouvement représentatif d'un site avec des vitesses, V_{S30} , supérieures à 800 m/s.

1.4 Prise en compte de la variabilité

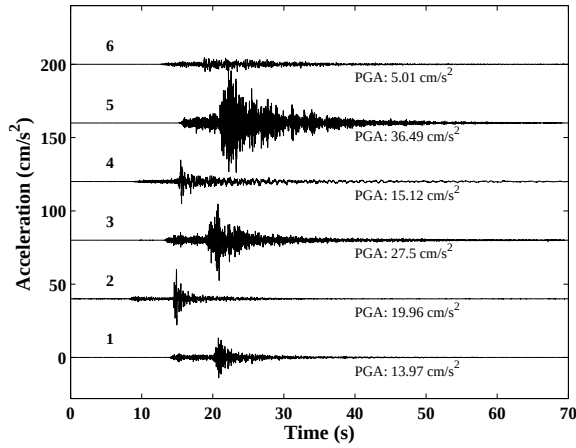
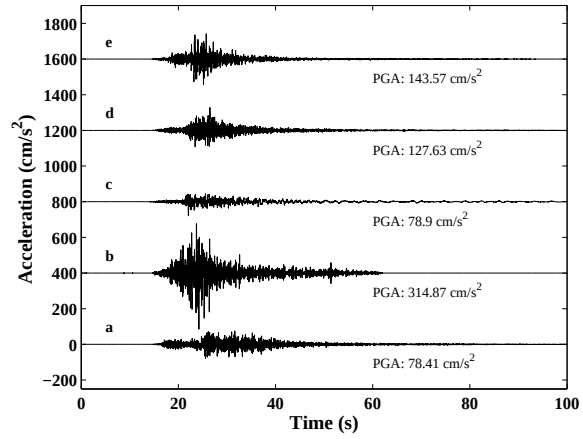
Prédire le mouvement sismique médian ne suffit pas, une quantification de la variabilité potentielle par rapport à ce mouvement médian est aussi importante. Cette variabilité a deux origines :

Incertitude épistémique : Même si le nombre de données disponibles a considérablement augmenté ces dernières années, il reste insuffisant à l'échelle des périodes de retour des grands séismes dans certaines régions. De plus, la simulation du mouvement sismique implique de nombreuses hypothèses sur les modèles et sur les paramètres utilisés. Le manque de données et de connaissances implique que plusieurs modèles sont possibles pour prédire une même observation. Dans les études d'aléa probabiliste, des arbres logiques sont utilisés. Il est ainsi possible pour chaque étape de construction des courbes d'aléa sismique de proposer plusieurs modèles et d'attribuer des poids aux différentes branches. Par exemple, pour prédire l'accélération au rocher, plusieurs modèles empiriques issus de différentes régions avec des formes fonctionnelles différentes sont employés (e.g., [Delavaud *et al.*, 2012a](#)). La prise en compte de l'incertitude épistémique résulte en plusieurs courbes d'aléa sismique.

Variabilité aléatoire : La figure 1.36 illustre cette variabilité naturelle. En effet, pour une même magnitude, une même distance et des conditions de site similaires, le mouvement sismique est variable en terme de formes d'onde (différentes amplifications, différentes durées) et de contenus spectraux. Dans l'exemple de la figure 1.36, on observe un écart de sept et de quatre ordres de grandeur du maximum de l'accélération dans le cas du magnitude 5.0 (a) et du magnitude 6.6 (b), respectivement. Dans le cas des modèles empiriques, la variabilité aléatoire correspond par définition à la dispersion des données autour du modèle médian. Cette variabilité aléatoire peut être expliquée par :

- la non considération de paramètres tels que la chute de contrainte, la directivité et la vitesse de rupture pour simuler la source,
- l'hypothèse d'un milieu de propagation uniforme entre la source et le site,
- la prise en compte seulement des effets de surface avec le paramètre V_{S30} pour caractériser les sites.

Toutefois, la complexification des modèles de prédiction empiriques ces dernières années (figure 1.24) n'a pas permis une diminution de la valeur de la variabilité aléatoire, comme l'illustre la figure 1.37. Cette variabilité aléatoire est évaluée en moyenne à 0.3 en logarithme décimal et 0.7

(a) $M_W = 5$ / $R_{RUP} = 50 \text{ km} \pm 1$ (b) $M_W = 6.6$ / $R_{RUP} = 31 \text{ km} \pm 3$ 

(c)

Index	Événement	Réseau	Station	M_W	R_{RUP} (km)	V_{S30} (m/s)	SOF
1	199704051324	K-NET	KMM020	5.0	50	593	SS
2	199807010222	K-NET	NGN011	5.0	51	586	RS
3	199809151624	K-NET	FKS002	5.0	51	510	RS
4	200410232334	K-NET	NIG015	5.0	50	518	RS
5	200704151219	K-NET	MIE017	5.0	49	574	RS
6	200704151219	KiK-net	SIGH01	5.0	51	562	RS
a	200010061330	KiK-net	OKYH06	6.6	34	550	SS
b	200010061330	KiK-net	SMNH02	6.6	32	503	SS
c	200410231756	K-NET	NIG015	6.6	33	518	RS
d	200410231756	KiK-net	NIGH07	6.6	34	528	RS
e	200503201053	KiK-net	FKOH09	6.6	28	567	SS

Figure 1.36 : Illustration de la variabilité naturelle du mouvement sismique à partir d'exemples de traces temporelles issues des réseaux japonais KiK-net et K-NET correspondant à deux scénarios différents énoncés au-dessus de la figure et avec $V_{S30} = 550 \pm 50 \text{ m/s}$. Les caractéristiques des traces temporelles sont présentées dans la table en c.

en logarithme naturel. Comme on l'a vu à la section 1.2.1.3, cette variabilité aléatoire peut être séparée en une partie liée à l'événement (variabilité inter événement) et une partie relative aux enregistrements (variabilité intra événement). Ces deux sources de variabilité peuvent être de nouveaux décomposées en différentes composantes (e.g., Atkinson, 2006; Strasser *et al.*, 2009; Rodriguez-Marek *et al.*, 2011; Al Atik *et al.*, 2012). En effet, lorsque l'on fait une étude à un site particulier, il ne paraît pas approprié de considérer la part de variabilité qui est liée à des différences entre les sites. C'est pourquoi des études récentes cherchent par exemple à décomposer la variabilité intra événement afin de conserver seulement la variabilité en un site spécifique (*single station sigma*).

Une bonne estimation de la variabilité aléatoire est importante. En effet, cette variabilité est prise en compte dans la détermination des courbes d'aléa sismique et comme on peut le constater à la figure 1.38, des faibles variations de la variabilité aléatoire ont un fort impact sur le niveau d'accélération montré par les courbes d'aléa pour de grandes périodes de retour. Par exemple, pour une période de retour de 10 000 ans, une augmentation de la variabilité aléatoire sigma de 0.21 à 0.25 induit une augmentation de 0.3 g dans l'estimation du PGA. La caractérisation de

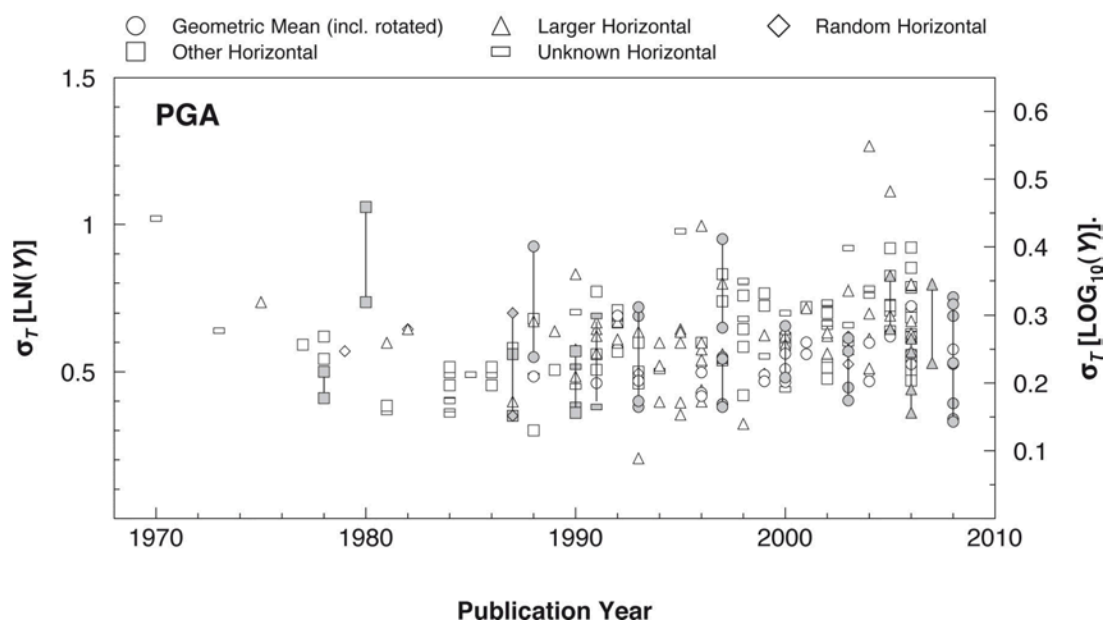


Figure 1.37 : Inventaire des valeurs de variabilité aléatoire associées aux modèles empiriques du PGA publiés ces quarante dernières années. Les valeurs grisées correspondent aux cas où σ_T a été déterminé en fonction d'une des variables explicatives. Toutes les valeurs de sigma correspondent à la variabilité totale, σ_T . À gauche, les valeurs sont représentées sur une échelle correspondant au logarithme naturel et à droite au logarithme de base 10. D'après [Strasser et al. \(2009\)](#).

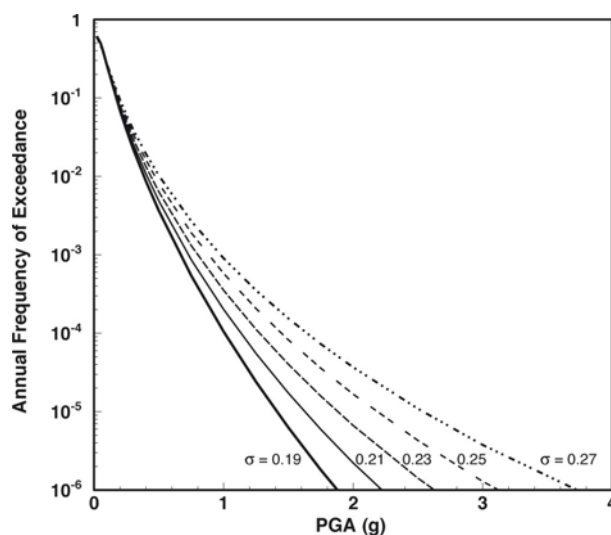


Figure 1.38 : Impact de la variabilité aléatoire (σ) sur les courbes d'aléa probabiliste. La figure présente les courbes d'aléa du PGA générées à partir du modèle empirique de [Boore et al. \(1997\)](#) en utilisant la valeur originale de la variabilité aléatoire (0.23) et des valeurs modifiées de l'écart-type de $\log_{10}(\text{PGA})$ dans le cas d'un site fictif affecté par deux zones sources potentielles. D'après [Bommer et Abrahamson \(2006\)](#).

cette variabilité aléatoire est un enjeu majeur pour le dimensionnement des structures à risque spécial considérant des périodes de retour importantes.

1.5 Questions abordées dans le cadre de la thèse

Dans ce travail de recherche, nous aborderons les questions suivantes :

► ***Quelles sont les données disponibles au rocher en surface ? (Chapitre 2)***

Dans ce travail de thèse, nous avons choisi de travailler à partir des enregistrements au rocher de surface qui présentent plusieurs avantages par rapport aux enregistrements en profondeurs : nombre plus important, pas de variation de profondeur, pas d'effet des ondes descendantes et prise en compte des effets de surface libre.

→ *Toutefois, quelles sont les données enregistrées à ces rochers de surface ?*

Nous avons vu précédemment que les bases de données accélérométriques d'événements crustaux NGA et européenne étaient pauvres en enregistrements au rocher de surface (figure 1.35). C'est pourquoi notre choix a été de constituer une base de données accélérométriques d'enregistrements au rocher de surface à partir des données japonaises. Les réseaux accélérométriques japonais KiK-net et K-NET présentent l'avantage d'être denses, uniformes et localisés dans une zone fortement sismique. De nombreuses données digitalisées de qualité sont ainsi mises à disposition. De plus, les données japonaises sont accompagnées d'informations concernant le site (sondage, profils de vitesses) et des informations concernant la source (magnitude du moment, mécanisme au foyer, plan de faille...). Les caractéristiques de cette nouvelle base de données d'enregistrements au rocher de surface seront comparées avec celles des bases de données NGA et européenne.

→ *Quelles sont les données au rocher de surface d'intérêt pour les études d'aléa sismique des zones avec une sismicité faible à modérée ?*

Les trois bases de données accélérométriques d'événements crustaux peu profonds (NGA, européenne et japonaise) seront exploitées afin d'en extraire les enregistrements utiles aux études d'aléa sismique dans les zones avec une sismicité faible à modérée, comme la France métropolitaine.

► ***Quelles sont les caractéristiques de ces mouvements sismiques enregistrés sur des rochers de surface ? (Chapitres 2, 3 et 4)***

Les paramètres clés décrivant le mouvement sismique tels que l'accélération maximale, le spectre de réponse en accélération, la durée, l'énergie et l'évolution du contenu fréquentiel d'un enregistrement sismique ont été caractérisés tout au long de ce travail à partir de modèles de prédiction empiriques en utilisant la nouvelle base de données japonaise d'enregistrements au rocher de surface.

► ***Quels facteurs de site influent sur le mouvement sismique au rocher ? (Chapitre 3)***

On a vu qu'il existait une grande diversité de rochers et que les propriétés de ces rochers

pouvaient être très variables même pour des sites semblables d'un point de vue géologique (figure 1.4). Dans les études d'aléa sismique, les mouvements sont ajustés à une même référence à partir de facteurs d'ajustement entre différents types de rocher. Il est donc nécessaire de mieux comprendre les facteurs qui contrôlent le mouvement sismique au rocher. L'influence du paramètre classique V_{S30} sera analysée ainsi que celle de l'amortissement et du profil de vitesse complet.

➤ *Quelles méthodes pour simuler le mouvement sismique au rocher ? (Chapitres 4 et 5)*

Pour simuler des mouvements de référence, plusieurs méthodes sont envisageables et dans l'idéal ces méthodes devraient prendre en considération les différents avantages souhaités par les différentes communautés (figure 1.39). En effet, la communauté s'intéressant à l'évaluation de l'aléa probabiliste va privilégier les méthodes produisant une population de traces temporelles avec les caractéristiques des distributions des indicateurs du mouvement sismique (maximum de l'accélération, spectre de réponse, intensité d'Arias, durée relative significative, fréquence centrale). Pour la communauté des sismologues, l'importance va être donnée à une bonne caractérisation des effets de la source, des effets de propagation et des effets de site. Enfin, la communauté du génie parasismique va privilégier les méthodes produisant facilement des spectres de réponse ou des traces temporelles compatibles avec les spectres de dimensionnement réglementaires. Actuellement, aucune des méthodes de génération de traces temporelles n'offrent tous les avantages présentés à la figure 1.39. La méthode semi-empirique stochastique non stationnaire développée antérieurement par Pousse *et al.* (2006) constitue cependant une bonne option si l'on souhaite considérer des avantages recherchés par les différentes communautés. En effet, cette méthode présente l'avantage d'être simple et rapide d'exécution. Elle considère aussi les bases théoriques de la sismologie (source de Brune, une enveloppe temporelle réaliste, non stationnarité) et permet de générer une population de traces temporelles dont la variabilité est issue des distributions des indicateurs du mouvement sismique. C'est pourquoi nous avons choisi de développer cette méthode dans ce travail de thèse.

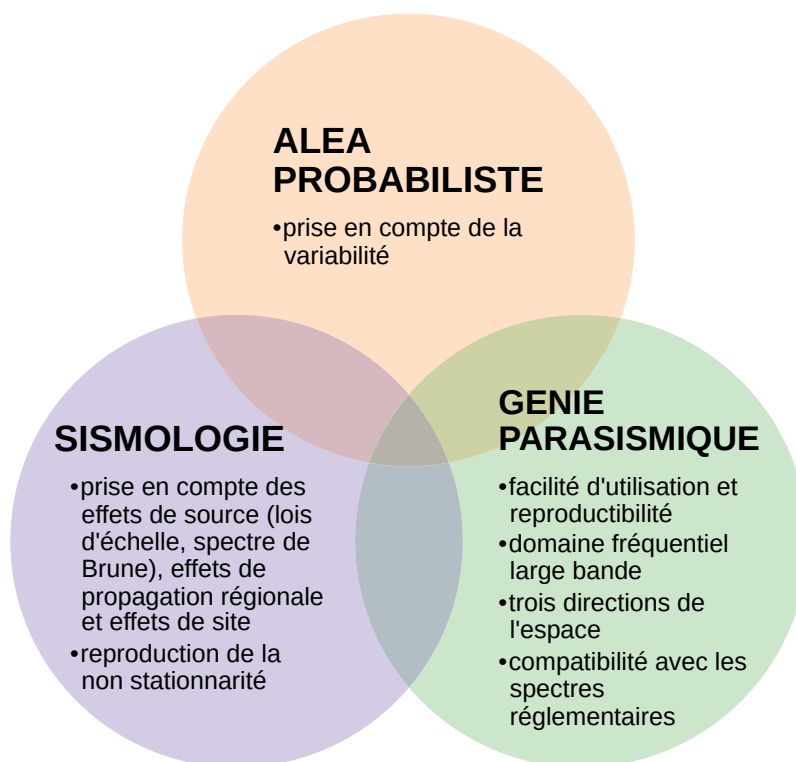


Figure 1.39 : *Illustration des caractéristiques recherchées par les différentes communautés pour générer des traces temporelles.*

Les données accélérométriques « au rocher »

2.1	Introduction	76
2.2	La base de données japonaise	77
2.2.1	Contexte sismo-tectonique	78
2.2.2	Description des réseaux japonais utilisés dans le cadre de ce travail de recherche	79
2.2.2.1	K-NET	79
2.2.2.2	KiK-net	82
2.2.2.3	F-net	83
2.2.3	Constitution d'une base de données accélérométriques d'événements crustaux enregistrés à des sites rocheux	84
2.3	Les autres bases de données accélérométriques disponibles	94
2.3.1	La base de données NGA	94
2.3.2	La base de données européenne	96
2.3.3	Comparaison des données « au rocher » incluses dans les trois bases de données accélérométriques	97
2.4	Sélection des données de champ proche présentant un fort intérêt pour les études d'aléa sismique des zones avec une sismicité faible à modérée	100
2.5	Conclusions	104

2.1 Introduction

Dans le chapitre précédent, nous avons été sensibilisés à l'importance de la problématique de la définition du mouvement de référence dans les études d'aléa sismique. En génie parasismique, ce mouvement de référence est défini soit sous forme de spectre de réponse ou sous forme de trace temporelle. Le spectre de réponse est très couramment déterminé à partir de modèles de prédiction empiriques. La détermination de ces modèles empiriques nécessite d'importants jeux de données.

Pour répondre à cette demande, un premier effort de la communauté scientifique et des gestionnaires des risques (e.g., Ministère de l'écologie, du développement durable et de l'énergie en France (en place en avril 2013), département de la protection civile en Italie) a consisté à développer les réseaux accélérométriques comme c'est par exemple le cas des réseaux européens italiens (principalement développés par l'institut national de géophysique et de volcanologie (*Istituto Nazionale di Geofisica e Vulcanologia* [INGV]) et le département de la protection civile), turcs (base de données accélérométriques de mouvements forts nationale turque (*Turkish National Strong Motion database* [T-NSMP], Akkar *et al.*, 2010) et français (Réseaux Accélérométriques Permanents [RAP], Péquegnat *et al.*, 2008). Ce développement prend en considération à la fois l'évolution des capteurs, la mise en service de nouvelles stations sismologiques et la caractérisation des sites d'enregistrements (e.g., Regnier *et al.*, 2010, dans le cas du RAP). Deuxièmement, de grands centres de données ont été créés de manière à faciliter la dissémination des données, notamment le consortium des organisations des systèmes d'observation des mouvements forts aux États-Unis (*Consortium of Organisations for Strong-Motion Observation Systems* [COSMOS]) ou l'archive accélérométrique italienne (*Italian ACcelerometric Archive* [ITACA]). Troisièmement, afin de constituer des bases de données transnationales de mouvements forts homogènes bien documentées et pouvant être utilisées pour développer des modèles de prédiction empiriques, des projets de recherche ont été lancés dès les années 1990 : projets du centre de recherche en génie parasismique du Pacifique (*Pacific Earthquake Engineering Research Center* [PEER]) puis du projet nouvelle génération de modèles d'atténuation du mouvement sismique (*Next Generation of Ground-Motion Attenuation Models* [NGA]), du côté américain ; et à l'initiative d'Ambraseys *et al.* (2000) puis du projet harmonisation de l'estimation de l'aléa sismique en Europe (*Seismic Hazard Harmonization in Europe* [SHARE]), du côté européen. Toutefois, les stations ont été installées principalement là où les enjeux sont importants, c'est à dire dans les vallées et de ce fait sur des sites sédimentaires, sites pouvant engendrer de fortes amplifications (figure 1.35). Dans le cas des réseaux accélérométriques japonais, une autre stratégie a été choisie. En effet, les capteurs ont été disposés suivant une grille avec un espacement homogène sur tout le territoire, augmentant ainsi les possibilités d'avoir des capteurs sur des sites « rocheux ». De plus, les données japonaises présentent l'avantage d'être publiques, nombreuses, de qualité et bien documentées. C'est pourquoi les données accélérométriques japonaises semblent appropriées à la constitution d'une base de données d'enregistrements sur site rocheux associés à des séismes crustaux peu profonds.

Dans une première partie, la construction de la base de données japonaise d'enregistrements sur site rocheux en surface associés à des séismes crustaux peu profonds sera présentée. Le contexte tectonique japonais sera premièrement décrit. Les caractéristiques des différents réseaux japonais seront ensuite précisés. Puis, les différents choix qui ont conduits à la base de données finale seront discutés. Enfin, les caractéristiques de cette base de données seront analysées. Dans une seconde partie, les autres bases de données accélérométriques, américaine et européenne, seront présentées et nous comparerons les principales caractéristiques des événements et des sites responsables des enregistrements rocheux contenus dans les trois bases. Enfin, une sélection des données d'intérêts pour les études d'aléa sismique dans les zones où la sismicité est faible à modérée, sera opérée à partir de ces trois bases.

2.2 La base de données japonaise

Le Japon est situé dans une zone sismique active, du fait de la subduction rapide de plusieurs plaques tectoniques (plusieurs centimètres par an). De nombreux séismes majeurs ont engendré des dégâts importants dans ce pays. On peut par exemple évoquer **le séisme de Kanto**, cinquième séisme le plus meurtrier répertorié par le centre d'étude géologique des États-Unis (*United-States Geological Survey* [USGS]), datant de septembre 1923 et de magnitude de moment 7.9 ayant provoqué le décès de 142 800 personnes et détruit partiellement ou complètement 694 000 maisons. Un autre exemple destructeur pour le Japon est **le séisme de Kobe**, datant de janvier 1995 et de M_W 6.9, causant le décès de 5 502 personnes et endommageant plus de 200 000 bâtiments. Enfin, un exemple récent est le **séisme de Tohoku**, datant de mars 2011 avec la troisième plus importante magnitude répertoriée par l'USGS, M_W 9.0, dont le séisme et surtout le tsunami consécutif ont entraîné le décès de 20 896 personnes et détruit 332 395 bâtiments ainsi que de nombreuses voies de communication. Ce séisme est aussi connu pour avoir engendré l'accident nucléaire de la centrale de Fukushima, accident nucléaire majeur qui est classé au niveau 7 (le plus élevé) de l'échelle internationale des événements nucléaires, ce qui le place au même degré de gravité que la catastrophe de Tchernobyl (1986).

Après le séisme destructeur de Kobe de 1995, le gouvernement japonais a fortement développé les réseaux sismologiques. Différents réseaux, répondant à différents objectifs, ont été installés uniformément sur le territoire :

- *High sensitivity seismograph network* [Hi-net] (observation de la microsismicité)
- *Full range seismograph network* [F-net] (réseau large bande permettant de déterminer les tenseurs des moments)
- *Kiban Kyoshin network* [KiK-net] (étude des mouvements forts et surtout des effets de source)
- *Kyoshin network* [K-NET] (étude des mouvements forts et surtout des effets de site)

Les données récoltées sont archivées à l'institut de recherche national pour les sciences de la Terre et la prévention des catastrophes naturelles (*National research Institute for Earth Science and Disaster prevention* [NIED]), qui a aussi en gestion leur diffusion auprès du public.

L'agence japonaise météorologique (*The Japan Meteorological Agency* [JMA]) utilise une partie de ces données de manière à surveiller l'activité sismique au sein et en dehors du Japon. Cette agence détermine aussi les premières caractéristiques des événements (magnitude locale (M_{JMA}) et localisation).

La combinaison d'une zone sismique active avec un réseau accélérométrique dense a permis la publication de 287 487 enregistrements pour 7 441 événements sur les réseaux KiK-net et K-NET entre 1996 et 2009 (Aoi *et al.*, 2011). Ces données sont accessibles sur le site internet suivant : http://www.kyoshin.bosai.go.jp/kyoshin/index_en.html (dernier accès janvier 2013). De plus, ces données accélérométriques sont enrichies par des métadonnées homogènes et de qualité qui sont aussi en libre accès (e.g., caractérisation des sites, tenseur des moments par le réseau F-net). Il manque toutefois les distances à la faille, R_{RUP} et R_{JB} , mais qui peuvent être déterminées à partir des modèles de plans de failles disponibles. Les données japonaises apparaissent donc comme idéales pour constituer un jeu de données de mouvements forts.

Après une brève description du contexte sismo-tectonique et les caractéristiques des réseaux japonais, nous détaillerons les diverses étapes de constitution d'une base de données japonaise d'événements crustaux peu profonds enregistrés sur des sites rocheux en surface.

2.2.1 Contexte sismo-tectonique

Les îles japonaises sont localisées à l'intersection de quatre plaques tectoniques. Ces mécanismes complexes sont schématiquement représentés sur la figure 2.1. La plaque océanique des Philippines, située au sud du Japon, subducte sous la plaque continentale Eurasienne à une vitesse d'environ 4 cm/an le long de la fosse de Nankai. La subduction de la plaque océanique Pacifique s'effectue à une vitesse d'environ 9 cm/an sous la plaque continentale d'Okhotsk au Nord ou plaque Nord-Amérique, le long de la fosse du Japon, et à une vitesse d'environ 6 cm/an sous la plaque océanique des Philippines, le long de la fosse des Bonin. Du fait d'une convergence rapide, cette région du Japon est le siège de très nombreux séismes de fortes magnitudes.

La majorité des séismes japonais est reliée aux mécanismes de subduction. Les plans de rupture des événements majeurs de subduction du XX^{ème} siècle sont représentés sur la figure 2.1. Des événements davantage crustaux affectent aussi le Japon. Au sud de l'île de Honshu, les failles de Median Tectonic Line et de Nojima accommodent la déformation intra-plaque par un mécanisme décrochant. Le séisme destructeur de Kobe de 1995 ($M_W=7.4$) en est l'un des marqueurs. Par ailleurs, le séisme du Kanto de 1923 ($M_W=7.9$) est caractéristique de la zone de déformation complexe où ces failles rejoignent au niveau de Tokyo la fosse de Nankai et celle de Sagami (point triple). La figure 2.2 illustre ces différents types de séismes japonais : séismes crustaux et séismes de subduction.

Ce mécanisme de subduction complexe engendre la création d'arcs insulaires : l'arc du Japon au nord et l'arc des Bonin au sud dans la plaque océanique des Philippines. La présence de ces arcs insulaires, et surtout des chambres magmatiques en profondeur, complexifie les observations de mouvements sismiques (figure 2.3). En effet, les ondes vont se propager dans des milieux

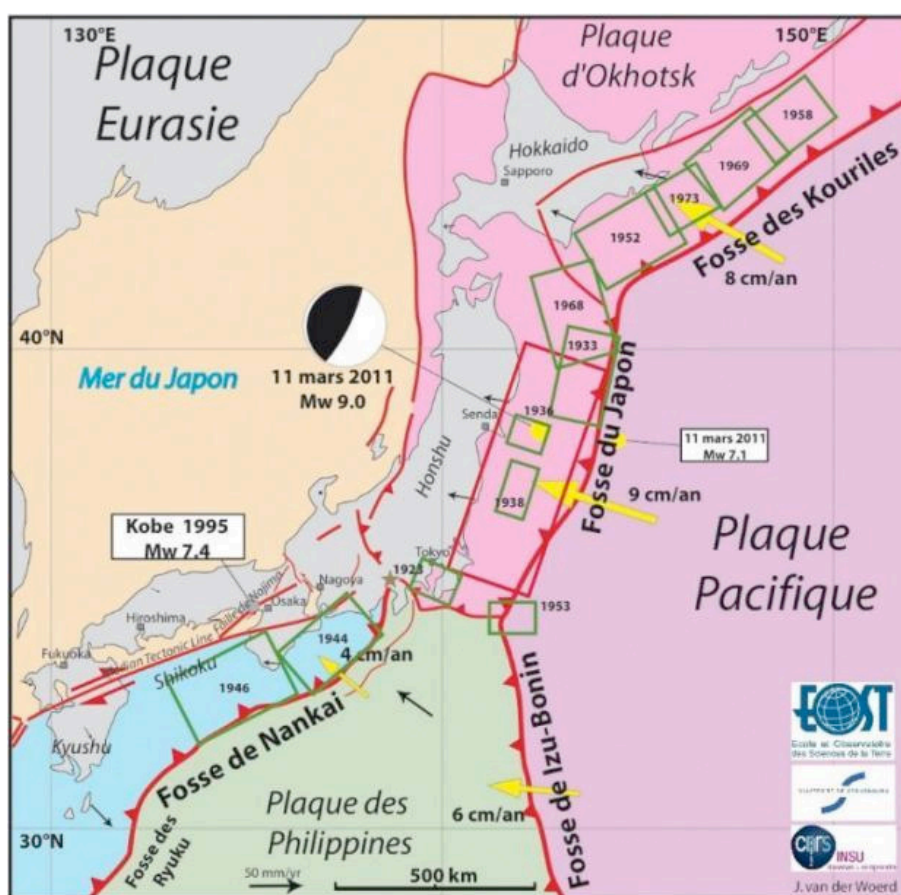


Figure 2.1 : Carte en plan représentant le contexte sismotectonique du Japon. Source : <http://www.insu.cnrs.fr/terre-solide/catastrophes-et-risques/seismes/contexte-geodynamique> (dernier accès novembre 2012).

complexes, caractérisés par des variations de vitesse et de mécanisme d'atténuation.

2.2.2 Description des réseaux japonais utilisés dans le cadre de ce travail de recherche

Plusieurs articles détaillent les caractéristiques des réseaux japonais : Kinoshita (1998), Aoi *et al.* (2004), Fujiwara *et al.* (2004), Okada *et al.* (2004) et Aoi *et al.* (2011). Les éléments essentiels concernant les réseaux japonais utilisés dans le cadre de ce travail sont rappelés dans la partie suivante.

2.2.2.1 K-NET

En novembre 2012, le réseau K-NET compte 1031 stations accélérométriques 3 composantes. Ces stations sont installées à la surface de manière uniforme sur tout le territoire, à des intervalles réguliers de 25 km. Les accéléromètres K-NET95 ont été mis en fonctionnement en juin 1996 (Kinoshita, 1998) et remplacés entre 2003 et 2008 par des accéléromètres K-NET02 ou K-NET02A. La table 2.1 présente les améliorations entre ces trois types de station. Le remplacement de ces capteurs a surtout permis d'augmenter à 4000 cm/s^2 l'accélération maximale

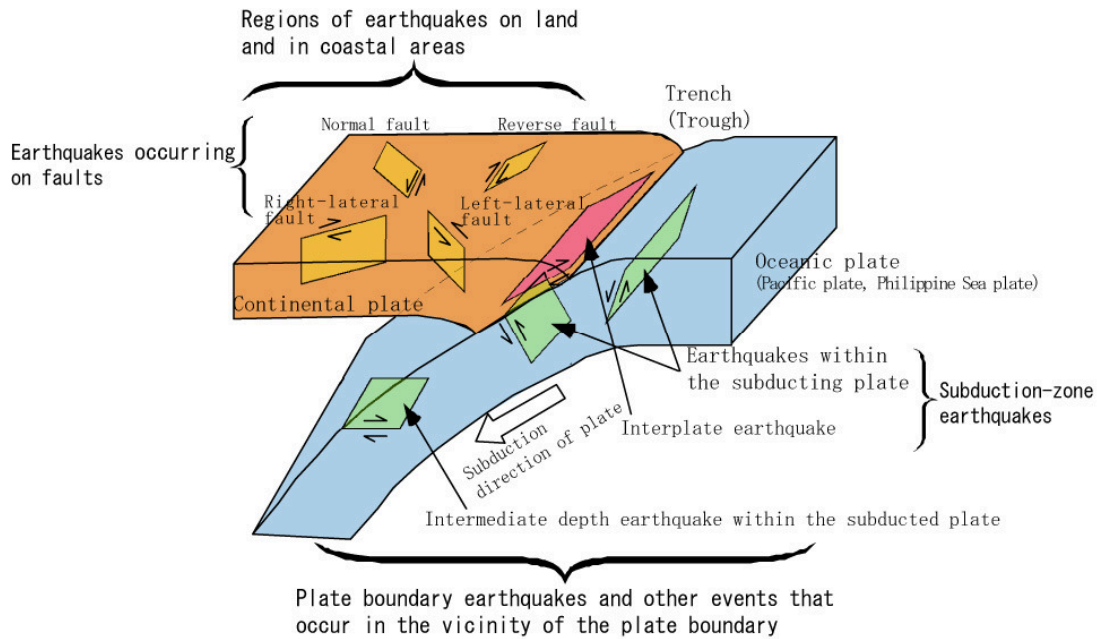


Figure 2.2 : Types de séisme se produisant dans la région des îles japonaises : en orange, séismes crustaux ; en rose, séismes d'interplaques ; et en vert, séismes dans la plaque subductante. Les flèches sur les plans de failles indiquent les directions relatives de glissement. D'après *Headquarters for Earthquake Research Promotion (2005)*.

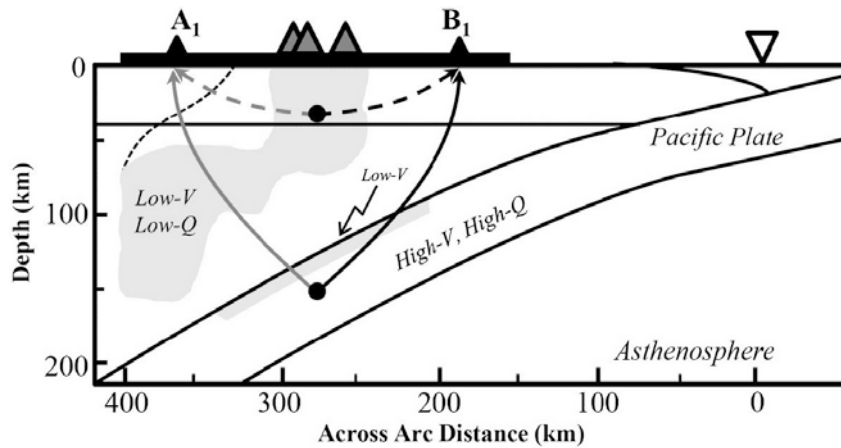


Figure 2.3 : Figure tirée de *Ghofrani (2012)* qui est une modification de celle de *Hasegawa et al. (1994)*. Illustration schématique de la complexité des milieux traversés par les ondes sismiques au Japon. La station B1 est située à l'avant de l'arc insulaire et la station A1 à l'arrière. L'amplitude des ondes sismiques enregistrées à la station A1 est plus faible qu'à la station B1. En effet, les ondes sismiques se propagent à travers des milieux caractérisés par des faibles vitesses et de fortes atténuations, indiqués par les zones grisées. La zone gris clair entourée par une ligne pointillée représente l'extension du milieu à faible vitesse et à faible Q sous la région d'arrière arc en raison de l'expansion des volcans entre les côtes occidentales et le centre du Japon.

Table 2.1 : Comparaison de l'ancien (K-NET95) et des nouveaux instruments K-NET (K-NET02 et K-NET02A), d'après Aoi et al. (2011).

	K-NET95	K-NET02	K-NET02A
Accélération maximale mesurable	2000 cm/s ²	4000 cm/s ²	4000 cm/s ²
Gamme dynamique (RMS du bruit/pleine échelle)	114 dB (19bit)	132 dB (22bit)	132 dB (22bit)
Accéléromètre	V403 ^a	FBA-ES ^b	JA40GA ^c
Calcul des intensités sismiques JMA	NON	OUI	OUI
Calcul du spectre de réponse	NON	OUI	OUI
Capacité d'enregistrement	8 MB	512 MB	768 MB
Programmation	NON	Linux OS	Linux OS
Enregistrement en continue	NON	OUI	OUI
Communication avec les données	RS232C	TCP/IP	TCP/IP

^a : Akashi Corporation

^b : Kinometrics Inc.

^c : Japan Aviation Electronics Industry, Ltd.

pouvant être enregistrée et le rapport signal sur bruit a pu être amélioré d'un facteur 10. L'information est échantillonnée à 100 Hz. Le seuil de déclenchement est de 2 cm/s² et l'arrêt de l'enregistrement se fait après 30 s d'enregistrement d'un signal ne dépassant pas 0.1 cm/s², avec une longueur minimum de signal de 120 s. La réponse instrumentale est plate de DC (fréquence zéro) à 15 Hz, et au delà la réponse instrumentale est celle d'un filtre Butterworth à 3 pôles et de fréquence de coupure 30 Hz (figure 2.4). Nous verrons par la suite que ces caractéristiques instrumentales sont importantes pour la mesure de l'atténuation des hautes fréquences et kappa (chapitre 3).

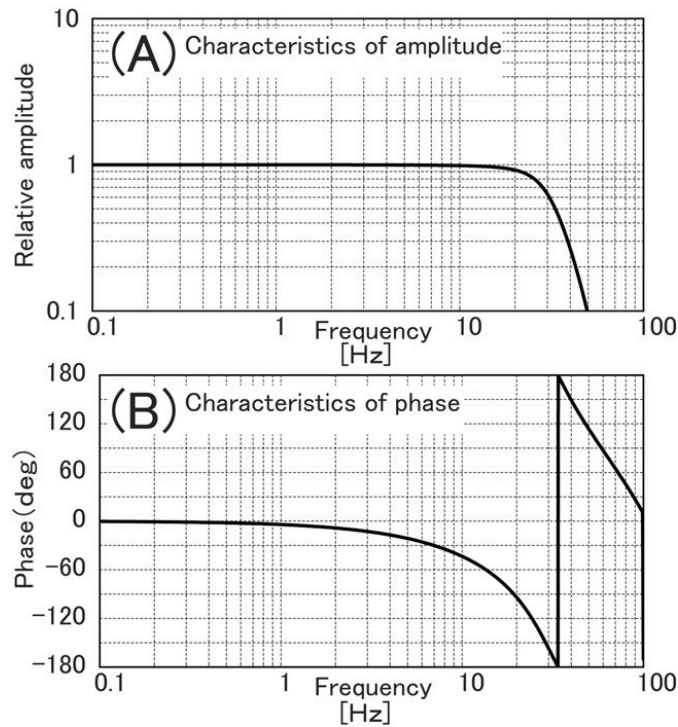


Figure 2.4 : Réponse caractéristique des instruments des réseaux K-NET et KiK-net. Cette réponse équivaut à un filtre Butterworth à 3 pôles ayant une fréquence de coupure à 30 Hz. (a) Amplitude et (b) phase. D'après Aoi et al. (2004).

Une caractérisation géotechnique a été opérée pour 1008 stations jusqu'à une profondeur maximale de 20 m. La distribution des profondeurs atteintes par cette caractérisation est illustrée à la figure 2.5. Les valeurs N-SPT des essais de pénétration dynamique, les valeurs de densité, les profils de vitesse des ondes P et S, et des logs sédimentaires sont aussi mis à disposition. Les stations K-NET ont principalement été installées sur des sites avec une couverture sédimentaire épaisse.

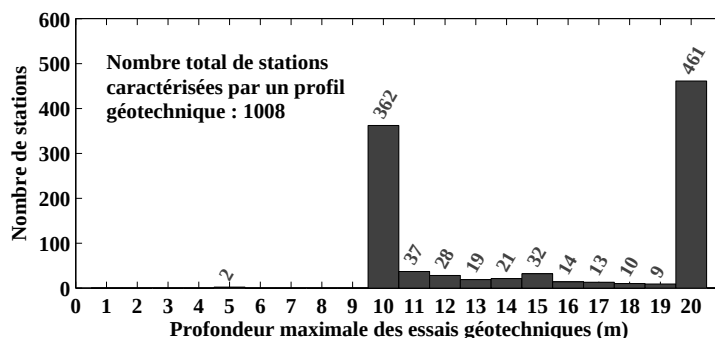


Figure 2.5 : Profondeur maximale des essais géotechniques réalisés sur 1008 stations du réseau japonais K-NET.

2.2.2.2 KiK-net

En novembre 2012, le réseau KiK-net compte 689 stations accélérométriques 6 composantes en fonctionnement. Le réseau KiK-net est en effet composé d'une paire de stations par site dont une en surface et une en fond de puits associée à une station haute sensibilité du réseau Hi-net. Les stations en profondeur sont, au minimum, à une profondeur de 100 m. La figure 2.6 représente la distribution des profondeurs des stations en fond de puits. Si la majorité des stations est à des profondeurs de 100 et 200 m, 26 stations sont disposées à des profondeurs d'au moins 1000 m.

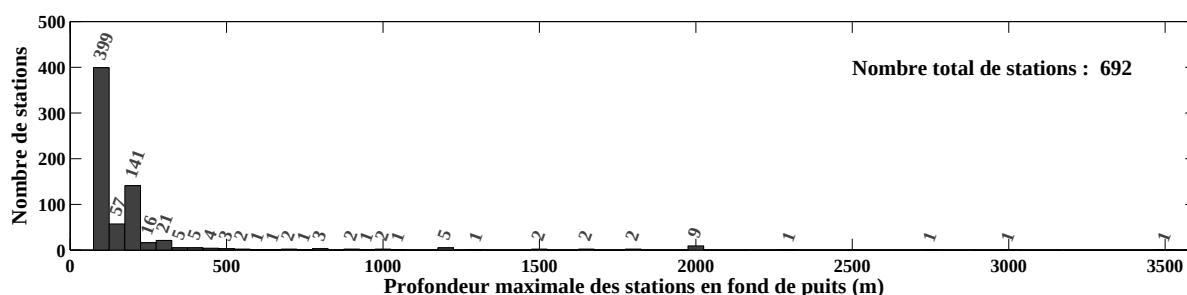


Figure 2.6 : Profondeur des stations KiK-net pour lesquelles l'information est disponible en Novembre 2012 sur le site internet.

Les premiers enregistrements avec des instruments de type SMAC-MDK remontent à octobre 1997. Ces capteurs sont aujourd'hui tous remplacés par des capteurs KiK-net06. La table 2.2 décrit les différences entre ces deux capteurs. L'instrumentation de KiK-net est similaire à celle de K-NET, hormis que la fréquence d'échantillonnage est de 200 Hz avec les capteurs SMAC-MDK (jusqu'au 27/01/2008) et de 100 Hz avec les nouveaux capteurs (à partir du 30/07/2007). L'en-

Table 2.2 : Comparaison de l'ancien (SMAC-MDK) et du nouvel instruments KiK-net (KiK-net06), d'après Aoi et al. (2011).

	SMAC-MDK	KiK-net06
Accélération maximale mesurable surface / profondeur	2000 / 2000 cm/s ²	4000 / 2000 cm/s ²
Gamme dynamique (RMS du bruit/pleine échelle)	114 dB (19bit)	132 dB (22bit)
Accéléromètre en surface	V404 ^a	JA40GA ^b
Accéléromètre en profondeur	V404	V404
Calcul des intensités sismiques JMA	NON	OUI
Traitement pour EEW (Méthode B-delta)	NON	OUI
Calcul des indicateurs du mouvement du sol ^c	NON	OUI
Capacité d'enregistrement	80 MB	768 MB
Programmation	NON	Linux OS
Enregistrement en continue	NON	OUI
Communication avec les données	RS232C	TCP/IP

^a : Akashi Corporation^b : Japan Aviation Electronics Industry, Ltd.^c : Calcul en continue du *PGA*, *PGV*, *PGD*, Intensité en temps réel et du spectre de réponse.

enregistrement est déclenché lorsque la station en profondeur enregistre une amplitude supérieure à la valeur seuil de 0.2 cm/s².

Une caractérisation géotechnique similaire à celle du réseau K-NET a été opérée jusqu'en fond de puits. Les profils de vitesse des ondes P et S sont publiés ainsi que des images décrivant les couches sédimentaires rencontrées lors du forage. Une majorité des stations KiK-net est localisée sur des sites rocheux ou des sites avec une fine couche sédimentaire. Ce positionnement est expliqué par la combinaison avec le réseau Hi-net qui a pour objectif l'observation sismique de haute sensibilité.

2.2.2.3 F-net

La création du réseau large bande F-net remonte à 1997 (début des données disponibles). Avant cette date, quelques stations larges bandes avaient été installées via le projet de recherche fondamentale sur les séismes et l'intérieur de la Terre (*Fundamental Research on Earthquakes and Earth's Interior Anomaly* [FREESIA]). Actuellement, F-net est un réseau d'observation composé d'environ 70 sismographes large-bande, répartis sur le territoire japonais à des intervalles réguliers d'environ 100 km. Le réseau F-net est capable de détecter avec précision des ondes sismiques très lentes se propageant plusieurs fois autour de la terre, causées par des tremblements de terre de grande taille. Un sismomètre large-bande 3 composantes (STS-1/2) et un velocimètre (VSE-355G2/G3) ont été associés à chaque station, de manière à augmenter la dynamique des mouvements sismiques enregistrés. F-net fournit les résultats de l'analyse des tenseurs du moment (Fukuyama et al., 1998). La magnitude de moment, la position de l'hypocentre (latitude, longitude, profondeur) ainsi que les mécanismes au foyer sont accessibles sur le site : <http://www.fnet.bosai.go.jp/top.php?LANG=en> (dernier accès novembre 2012).

2.2.3 Constitution d'une base de données accélérométriques d'événements crustaux enregistrés à des sites rocheux

Notre objectif a été de constituer une base de données accélérométriques de mouvements sismiques enregistrés sur des sites rocheux et associés à des événements crustaux peu profonds. Pour ce faire, plusieurs étapes de sélection sur les données accélérométriques japonaises ont été nécessaires. L'impact des différentes étapes de sélection sur la distribution magnitude-distance est présenté à la figure 2.7 dans le cas du réseau KiK-net et à la figure 2.8 dans le cas du réseau K-NET. Ces étapes sont les suivantes :

E1. Sélection initiale :

Les enregistrements entre 1996 et fin 2009, pour lesquels la distance épacentrale est inférieure à 150 km, ont été collectés à partir du site internet : http://www.kyoshin.bosai.go.jp/kyoshin/index_en.html (dernier accès janvier 2013). La date 1996 correspond au début des enregistrements du réseau K-NET et cette base de donnée a été constituée début 2010, d'où la limitation à fin 2009. Seuls les enregistrements avec les caractéristiques suivantes fournies par la JMA, magnitudes supérieures à 3.5 et profondeurs inférieures à 25 km, ont été conservés.

E2. Association des enregistrements avec les métadonnées F-net :

Seuls les événements, pour lesquels les résultats du calcul des tenseurs de moment sont disponibles sur F-net, ont été retenus, c'est à dire la magnitude du moment, la localisation (latitude, longitude, profondeur) et le mécanisme au foyer. Tous les enregistrements conservés sont ainsi enrichis par des métaparamètres homogènes. À partir de ces nouvelles métadonnées, nous avons sélectionné les enregistrements associés à des séismes pour lesquels $M_W \geq 3.5$ et la profondeur donnée par le réseau F-net inférieure à 25 km.

E3. Sélection des événements crustaux :

Notre objectif est de créer une base de données d'événements crustaux. Dans ce but, les événements profonds ont été éliminés aux étapes E1 et E2. Toutefois, comme le montre la figure 2.2, des séismes peu profonds à la jonction entre la plaque continentale et la plaque subductante se produisent. Dans une première étape, seuls les événements dont l'épicentre est inclus au sein des côtes japonaises ont été sélectionnés grâce à une requête spatiale sous système d'informations géographiques [SIG]. Ayant jugé cette requête trop restrictive, nous avons dans un second temps décidé d'ajouter les événements de magnitude de moment supérieure à 5.5 dont l'épicentre est inclus soit dans une zone tampon de 10 km autour des côtes ou soit à des distances supérieures mais dans la mer du Japon.

E4. Sélection des sites avec $V_{S30} \geq 500$ m/s :

Un objectif majeur de nos travaux est d'étudier les enregistrements sur sites « rocheux ».

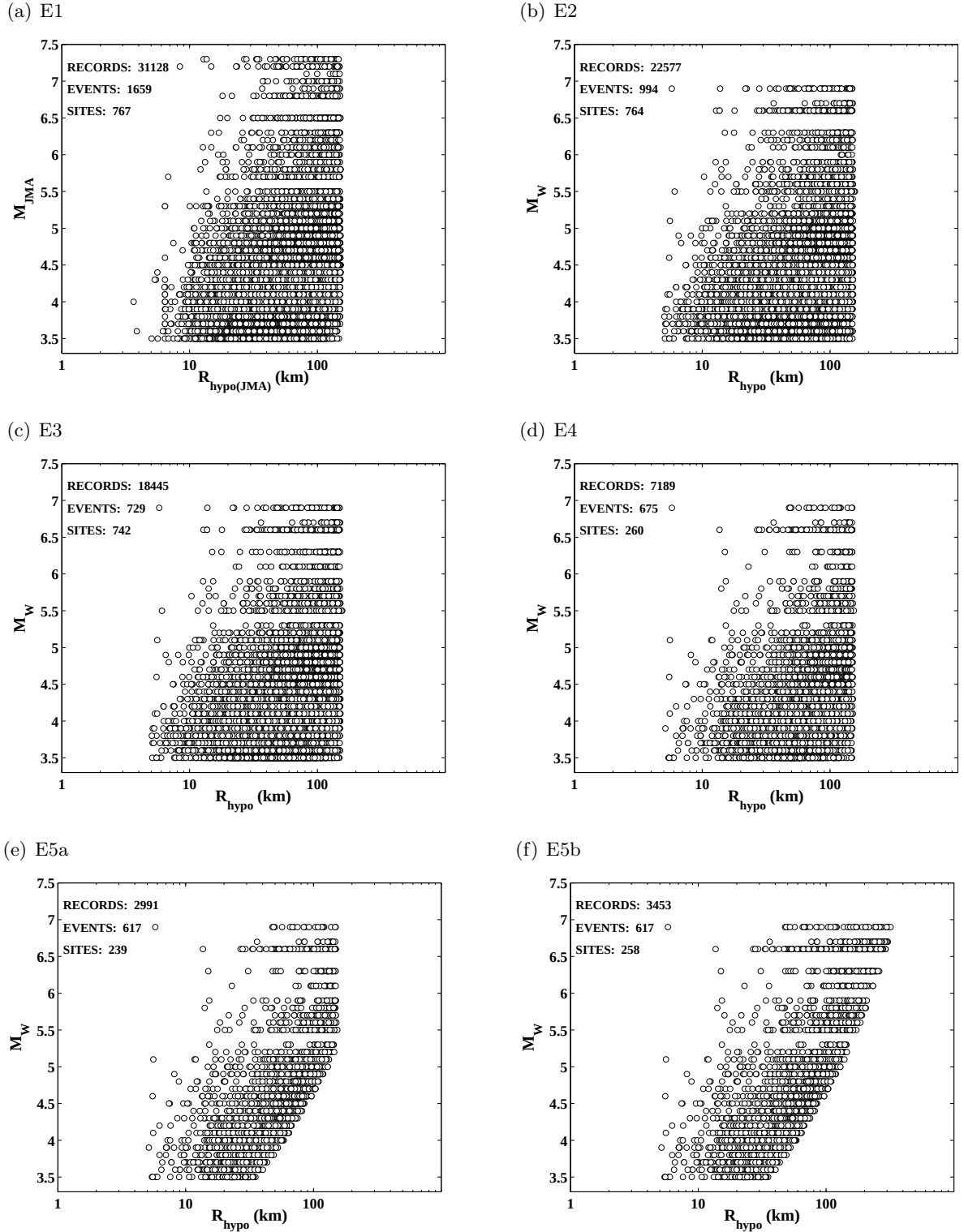


Figure 2.7 : *Impact des différents filtres opérés sur la base de données accélérométriques KiK-net en terme de nombre d'enregistrements, d'événements, de sites et de distributions magnitude-distance hypo-centrale.*

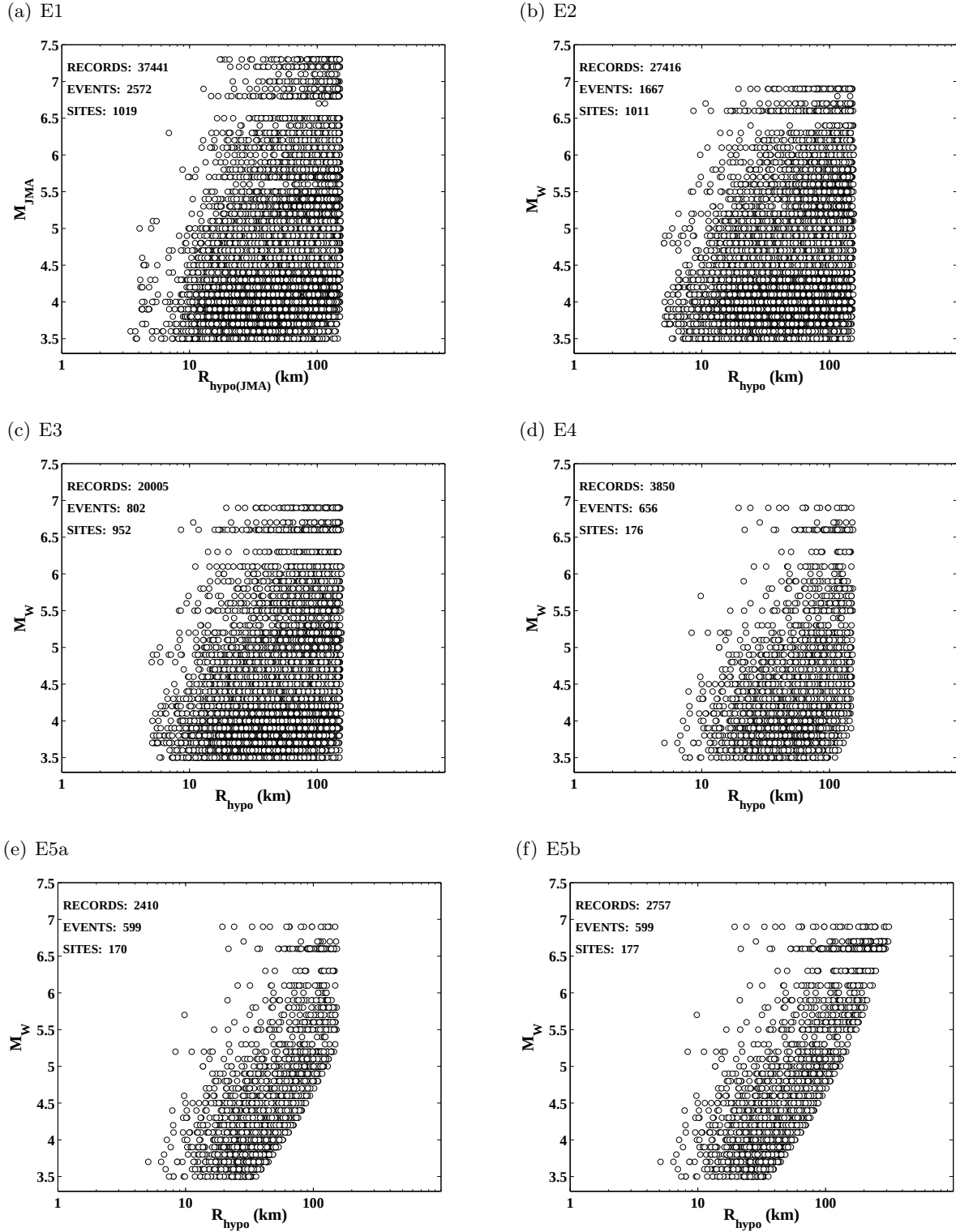


Figure 2.8 : Impact des différents filtres opérés sur la base de données accélérométriques K-NET en terme de nombre d'enregistrements, d'événements, de sites et de distributions magnitude-distance hypocentrale.

Dans plusieurs réglementations (e.g., Eurocode 8) et dans la majorité des modèles de prédiction empiriques, le paramètre utilisé pour caractériser les conditions de site est la moyenne harmonique des vitesses des ondes de cisaillement sur les trente premiers mètres, V_{S30} . Notre sélection de sites rocheux a été réalisée à partir de ce paramètre « classique » et seuls les sites avec $V_{S30} \geq 500$ m/s ont été inclus. Cette limite représente un compromis entre le fait d’analyser un nombre suffisant d’enregistrements et celui d’accepter que certains sites engendrent des amplifications. De plus, cette limite permet de considérer le type de site « rocher mou ». Ce type de site est notamment rencontré en Californie où classiquement le rocher est caractérisé par $V_{S30} = 620$ m/s (Boore et Joyner, 1997). Dans le cas du réseau KiK-net, un profil de vitesse est disponible au moins jusqu’à 100 m (figure 2.6), et V_{S30} a été calculé facilement. Dans le cas du réseau K-NET, la caractérisation des sites a été opérée jusqu’à une profondeur maximale de 20 m (figure 2.5), et V_{S30} a dû être estimé. Boore (2004) compare deux méthodes pour extrapoler V_{S30} à partir de données californiennes : **1.** Extrapoler la vitesse des ondes S obtenue à la profondeur maximale jusqu’à 30 m ; **2.** Définir une fonction affine au préalable à partir de profils de vitesse d’ondes S complets, disponibles dans la région d’étude, entre $\log(V_{S30})$ et $\log(V_{Sz})$, où Z est la profondeur maximale atteinte, et extrapoler V_{S30} à partir de cette relation. La seconde méthode donne un écart à la vraie valeur plus faible que la première. Ensuite, Boore et al. (2011) ont défini à partir du réseau KiK-net, une relation quadratique entre $\log(V_{S30})$ et $\log(V_{Sz})$, pour des profondeurs Z inférieures à 30 m. Il est montré dans cette étude qu’une relation quadratique était mieux adaptée au cas des données KiK-net alors qu’une relation affine représentait mieux les données californiennes. La relation quadratique a été utilisée dans le cas de notre base de données pour définir les V_{S30} du réseau K-NET. Par ailleurs, Boore et al. (2011) comparent les vitesses du réseau K-NET pour les forages ayant atteint 10 puis 20 m, avec les vitesses à ces profondeurs du réseau KiK-net (figure 2.9). La comparaison des histogrammes à 20 m, montre qu’en moyenne la vitesse des ondes S de K-NET est plus faible que KiK-net. Cette constatation est cohérente avec les explications d’Okada et al. (2004), qui rapportent que le réseau K-NET a été implanté sur des sites plus sédimentaires que le réseau KiK-net. Toutefois, lorsque le forage atteint 10 m, on observe que les vitesses sont en moyenne plus importantes que celles obtenues pour des forages atteignant 20 m, et similaires cette fois à KiK-net. Sachant que les forages sont effectués jusqu’à une profondeur où des matériaux relativement durs sont interceptés, ceci suggèrent que certains sites K-NET sont relativement rocheux. Ainsi, ce réseau K-NET décrit par Okada et al. (2004) comme un réseau sur site sédimentaire, présente donc un intérêt pour constituer notre sous ensemble de données rocheuses. De plus, Boore et al. (2011) comparent aussi les vitesses moyennes obtenues à 10 et 20 m avec les données californiennes. Ils constatent que les sites K-NET, pour lesquels le forage a atteint 20 m, se comportent davantage comme les données californiennes. À partir de ces constations, ils proposent un modèle plus complexe pour définir V_{S30} pour les sites K-NET à partir d’une extrapolation basée à la fois sur les données KiK-net et sur les données californiennes, en donnant un poids plus important à moins de 10 m aux données KiK-net et un poids plus important aux données

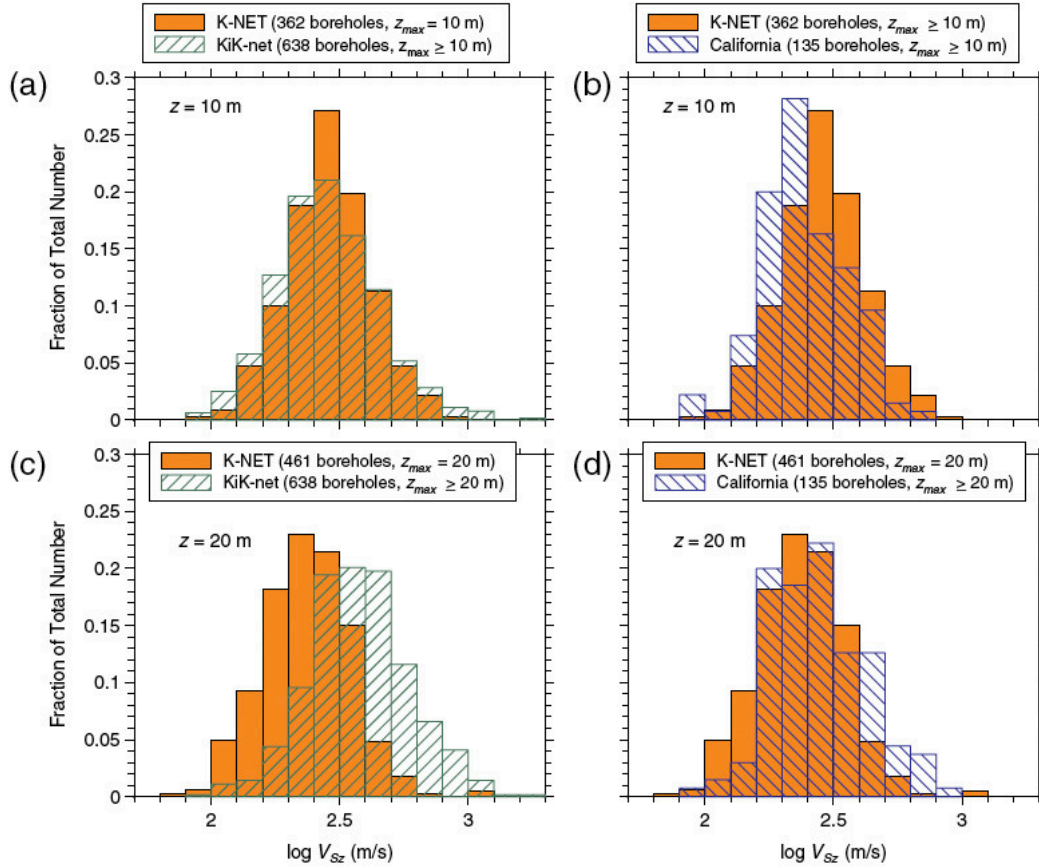


Figure 2.9 : Histogrammes représentant en haut $\log(V_{S10})$ et en bas $\log(V_{S20})$ calculés à partir des profils de vitesse du réseau K-NET et comparés à ceux des réseaux KiK-net (à gauche) et Californien (à droite). D'après Boore et al. (2011).

californiennes à plus de 20 m. Dans notre étude, V_{S30} a été déterminé seulement à partir de l'extrapolation des données KiK-net.

E5. Élimination des mouvements faibles :

Un capteur enregistre le signal sismique à partir d'un certain seuil de déclenchement. Toutefois, lorsque les amplitudes du signal sismique sont à peine plus élevées que ce seuil, les instruments n'enregistrent pas avec une bonne fiabilité. Atkinson (2004) et Douglas (2003) parlent de bruit de quantification. Outre cette limitation instrumentale, des pics d'accélération supérieurs à la normale peuvent être observés à grandes distances au dessus du seuil de déclenchement, du fait de milieu peu atténuant (haute valeur de Q), d'amplification liée au site et de chevauchement de phase (Fukushima, 1997). Par exemple, Ghofrani (2012) observe pour un événement de magnitude 5.4 au Japon une forte diminution de la pente de décroissance des amplitudes avec la distance autour de 1 cm/s au delà de 100 km, voir même un arrêt de cette décroissance. Afin d'éliminer ce biais instrumental, plusieurs méthodes ont été appliquées dans la littérature. Atkinson (2004) et Ghofrani (2012) ont inspecté visuellement les données et ont défini des distances de coupure en fonction de la magnitude. Joyner et Boore (1981) identifient pour chaque événement la première station

non déclenchée et rejettent les données à des distances supérieures. Fukushima et Tanaka (1990) excluent les enregistrements pour lesquels un modèle empirique antérieur prédit des valeurs du maximum de l'accélération (*Peak Ground Acceleration* [PGA]) inférieures à un certain seuil, 10 cm/s^2 . La figure 2.10 illustre l'impact d'un tel filtre sur les équations empiriques, et montre notamment que les mouvements sismiques pourraient être surestimés à grandes distances sans ce filtre. Plusieurs auteurs ont par la suite appliqué ce filtre en utilisant les modèles empiriques les plus récents (e.g., Pousse *et al.*, 2005; Kanno *et al.*, 2006; Zhao *et al.*, 2006b).

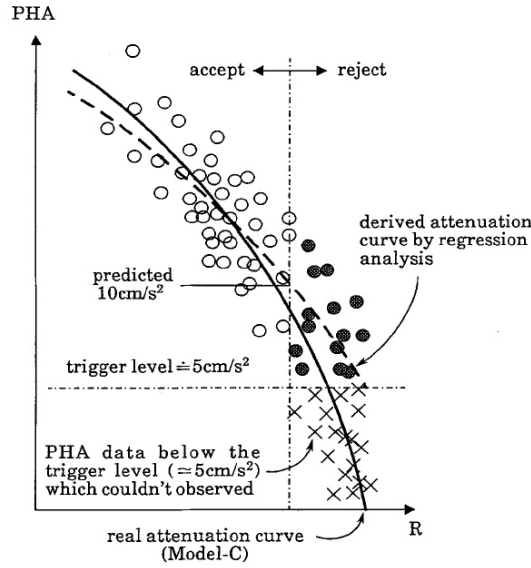


Figure 2.10 : Illustration du biais possible lié au seuil de déclenchement. D'après Fukushima (1997).

Un filtre similaire a été appliqué sur notre base de données de manière à éliminer les données de mouvements faibles à grandes distances afin d'empêcher une estimation biaisée de l'atténuation. Dans le cas des réseaux KiK-net et K-NET, les seuils de déclenchement sont respectivement de 0.2 cm/s^2 (station en profondeur) et 2 cm/s^2 . Nous avons choisi d'exclure les enregistrements pour lesquels le modèle empirique de Kanno *et al.* (2006) prédit des pics d'accélération inférieurs à 2.5 cm/s^2 :

$$\log_{10}(PGA) = 0.56M_W - 0.0031R_{hypo} - \log_{10}(R_{hypo} + 0.0055 \times 10^{0.5M_W}) - 0.55 \log_{10}(V_{S30}) + 1.61 \quad (2.1)$$

$$\log_{10}(PGA) > \log_{10}(2.5) \quad (2.2)$$

Kanno *et al.* (2006) avaient utilisé une procédure similaire en excluant les enregistrements pour lesquels la relation de Fukushima *et al.* (1992) prédisait des pics d'accélération inférieurs à 10 cm/s^2 . L'application de notre filtre a ainsi permis d'homogénéiser les données de mouvements faibles des deux réseaux. Initialement, seuls les enregistrements avec une distance épicentrale inférieure à 150 km ont été sélectionnés. Après application de ce filtre, la base de données apparaît comme tronquée pour ces plus fortes magnitudes (figures 2.7 E5a et 2.8 E5a). Nous avons donc identifié les événements de magnitudes de moment

supérieures à 5.1 et nous avons incorporé les enregistrements associés à des distances épicentrales supérieures à 150 km, respectant les critères de sélection énoncés précédemment.

E6. Élimination des signaux de « mauvaise » qualité :

Une inspection visuelle des signaux a été réalisée afin de pointer l'arrivée des ondes P et d'identifier les signaux de mauvaise qualité. En effet, même si les données japonaises sont digitales, certains défauts peuvent biaiser les modèles empiriques qui seront développés par la suite. Une inspection visuelle est donc nécessaire pour détecter les anomalies qui ne pourront être corrigées par des procédures de traitement standards. Douglas (2003) synthétise les types d'erreur rencontrés dans le cas de la base de données européenne de mouvements forts. La majorité des problèmes concerne les données analogiques qui ont été digitalisées. Toutefois, certains problèmes sont aussi rencontrés dans le cas de données digitales, notamment : des déclenchements sur l'onde S, des enregistrements de plusieurs événements et des signaux pour lesquels la totalité de la coda n'a pas été enregistrée. La figure 2.11 présente quelques exemples de signaux avec ces problèmes et qui ont été rejetés de notre base de données. De même, les signaux dont au moins une des trois composantes n'a pas été enregistrée ont été exclus. Par ailleurs, la durée de certains signaux a été raccourcie dans le cas où des événements secondaires étaient présents sur l'enregistrement et dans le cas où ces événements secondaires étaient suffisamment distincts de l'enregistrement principal (figure 2.12). Ces événements secondaires peuvent notamment allonger artificiellement la durée significative du signal. À l'inverse, dans certains cas, le raccourcissement de la durée totale des signaux peut diminuer la durée significative du signal (figure 2.12c). Certains enregistrements ont aussi été archivés sur un temps trop court dans la base nationale japonaise, comme dans l'exemple de la figure 2.12d où l'amplitude à la fin de l'enregistrement ne correspond pas à l'amplitude du bruit au début du signal.

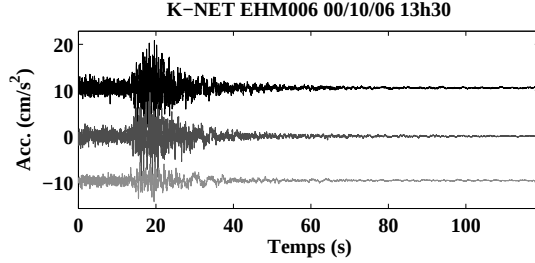
E7. Traitement des données accélérométriques :

Tous les enregistrements de la base de données ont été corrigés suivant la ligne de base (*baseline correction*), i.e., élimination de la moyenne des traces temporelles et de la tendance linéaire. De manière à homogénéiser la fréquence d'échantillonnage, tous les enregistrements échantillonnés à 200 Hz ont été ré-échantillonnés à 100 Hz (cf. section 2.2.2).

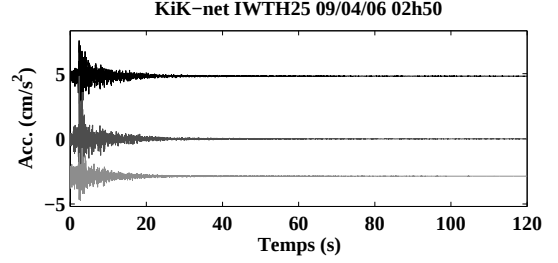
E8. Obtention des métaparamètres :

La magnitude de moment et V_{S30} ont été obtenus lors des étapes de sélection précédentes. Les modèles de faille pour les événements de magnitudes de moment supérieures ou égales à 5.7 ont été collectés afin de pouvoir déterminer les distances aux plans de faille, telles que la distance de Joyner et Boore, R_{JB} , et la distance à la rupture, R_{RUP} (cf. chapitre 1, section 1.2.1.2). Les modèles de faille utilisés sont décrits au chapitre 3 à la table 3.1. Afin de déterminer le mécanisme au foyer, la classification proposée par Boore *et al.* (1997), utilisant l'angle de direction de glissement, a été adoptée. Ainsi, les événements dont l'angle de direction de glissement est compris entre 30 et 150 degrés sont associés à des failles

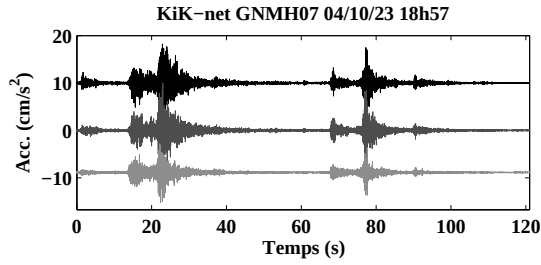
(a) Déclenchement sur l'onde S



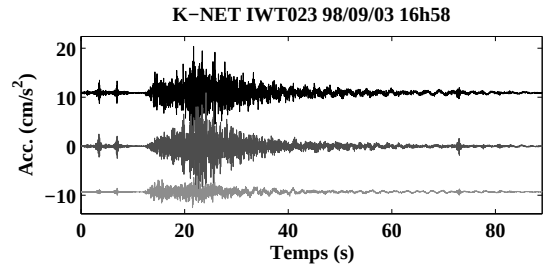
(b) Déclenchement tardif à la station en profondeur



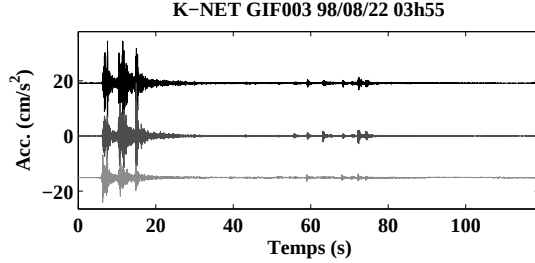
(c) Événements secondaires dans le bruit au début du signal



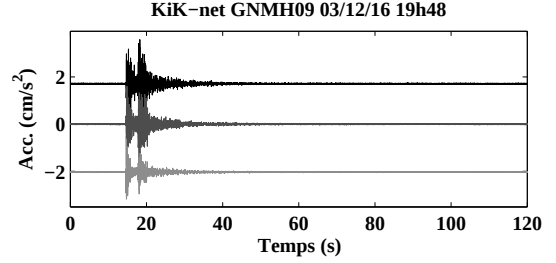
(d) Événements secondaires dans le bruit au début du signal



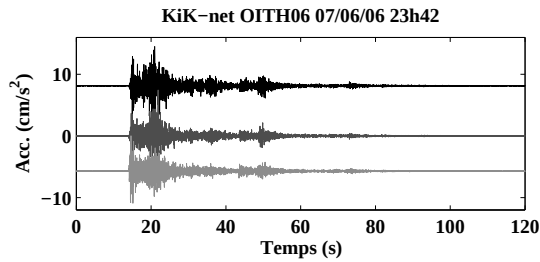
(e) Événements juxtaposés



(f) Événements juxtaposés



(g) Événements secondaires indissociables dans la coda



(h) Plusieurs événements : association avec la magnitude difficile

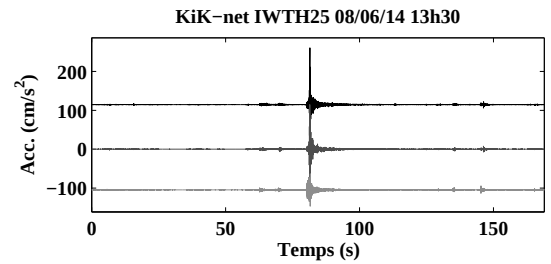


Figure 2.11 : Exemples d'enregistrements de surface éliminés après inspection visuelle. Les trois composantes sont représentées par différentes couleurs : en noir la composante Nord-Sud, en gris foncé la composante Est-Ouest et en gris clair la composante verticale.

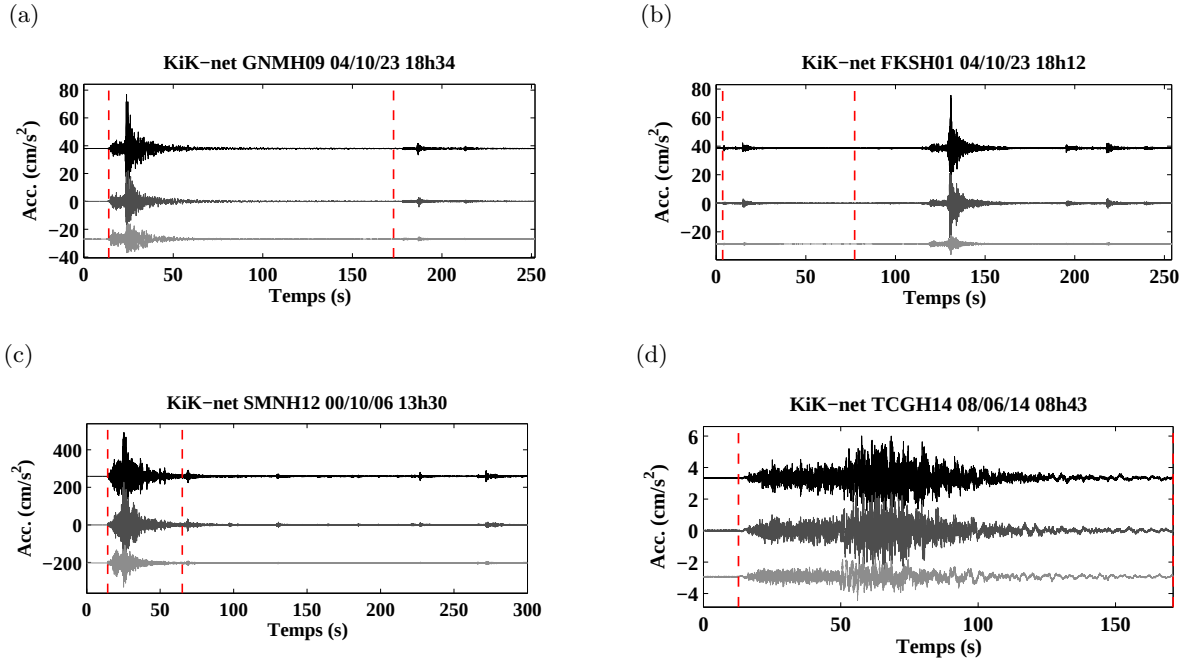


Figure 2.12 : Exemples d'enregistrements conservés après inspection visuelle. Les traits pointillés rouges représentent le pointé de l'onde P et la fin du signal qui a été considérée. Les trois composantes sont représentées par différentes couleurs : en noir la composante Nord-Sud, en gris foncé la composante Est-Ouest et en gris clair la composante verticale.

inverses, ceux avec un angle compris entre -150 et -30 degrés à des failles normales, et ceux restants à des failles en décrochement. Cette classification est notamment utilisée dans le cas du fichier excel regroupant les métaparamètres de la base NGA, mais en ajoutant deux sous classes, failles inverses obliques et failles normales obliques.

À partir des figures 2.7 et 2.8, on constate que les deux premières étapes de sélection (E2 et E3) diminuent très fortement le nombre d'événements. En effet, plus de la moitié des événements sont éliminés (on passe de 4231 événements au total à 1631). L'étape E4 qui consiste à conserver seulement les enregistrements sur sites rocheux à un fort impact sur le nombre d'enregistrements puisque seulement 28% des enregistrements sont conservés. Cette diminution est d'autant plus importante dans le cas des données K-NET dont les sites sont majoritairement sédimentaires (19% des données conservées). D'ailleurs dans le cas des données K-NET, on peut remarquer pour les séismes de magnitudes inférieures à 4.0, qu'il n'y a plus d'enregistrement aux plus grandes distances alors que ce n'est pas le cas pour le réseau KiK-net. Cette distinction provient certainement du mécanisme de déclenchement des capteurs qui n'est pas le même pour les deux réseaux (déclenchement avec des seuils plus élevés pour K-NET). La sélection uniquement des sites rocheux a aussi engendré des lacunes dans la distribution magnitude-distance. Pour un événement, la répartition des enregistrements en terme de distance n'est plus continue, ce qui est particulièrement visible dans le cas d'un événement de M_W 5.3 pour le réseau KiK-net (figure 2.7.d). La prise en compte des enregistrements issus des deux réseaux permet en partie de combler ces lacunes.

La figure 2.13 présente la distribution, en terme de magnitude de moment et de distance à la rupture, de notre base de données finale d'enregistrements accélérométriques sur sites rocheux de surface associés à des séismes crustaux peu profonds. 4998 enregistrements, 739 événements et 420 sites composent notre base de données. Moins de la moitié de ces enregistrements proviennent d'événements de fortes magnitudes (2357 enregistrements avec $M_W \geq 4.5$). L'événement le plus fort de cette base de données est l'événement d'Iwate-Miyagi Nairiku avec une magnitude de moment de 6.9 datant du 14 juin 2008. Ce tremblement de terre a causé 13 victimes, 451 blessés, 10 disparus, 30 maisons effondrées et 143 endommagées, et plusieurs importants glissements de terrain, tel que rapporté par l'agence japonaise de gestion des incendies et des catastrophes (*Fire and Disaster Management Agency* [FDMA]). Les séismes japonais de plus fortes magnitudes des bases KiK-net et K-NET sont généralement reliés à des événements de subduction, c'est pourquoi ils n'ont pas été sélectionnés. Notons toutefois que les magnitudes des événements crustaux historiques du séisme de Kanto de 1923 de $M_W = 7.9$ et du séisme de Kobe de 1995 de $M_W = 7.4$ ne sont pas représentées dans cette base accélérométrique récente. Cette base de données est par contre adaptée à la problématique des zones à sismicité faible à modérée, comme c'est le cas de la France métropolitaine, dont les magnitudes des séismes utilisés pour les scénarios sismiques sont généralement comprises entre 5.0 et 6.5.

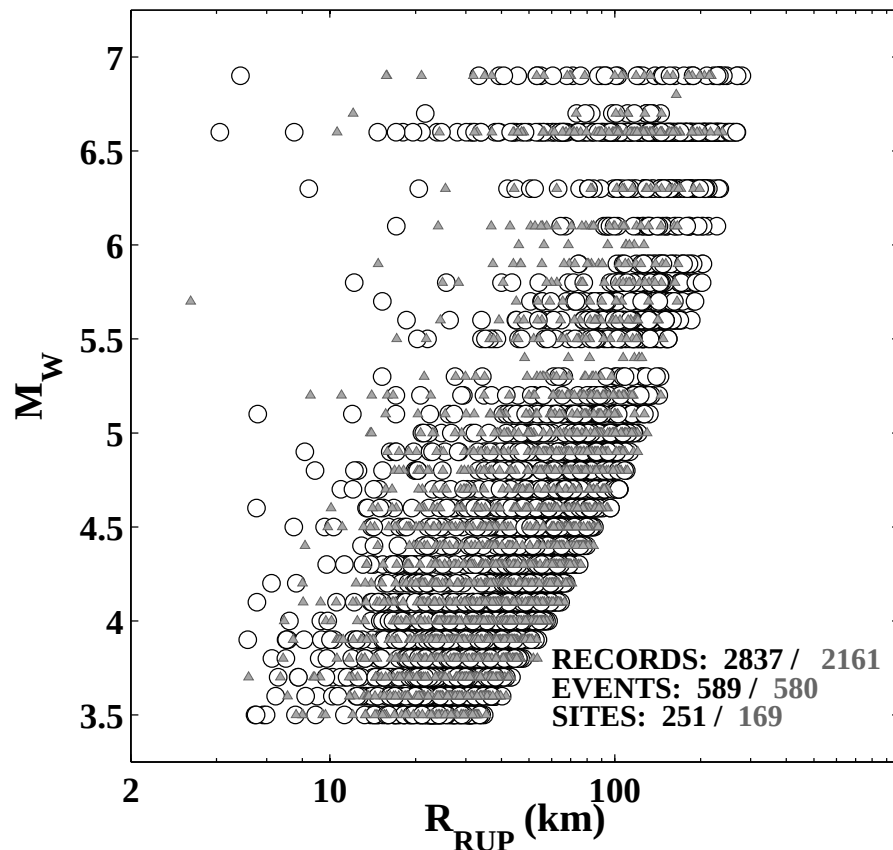


Figure 2.13 : Distribution en terme de magnitude et de distance à la rupture de notre base de données finale d'enregistrements accélérométriques crustaux peu profonds sur sites rocheux de surface. Les ronds noirs représentent les données KiK-net et les triangles gris les données K-NET. Le nombre d'enregistrements, d'événements et de sites sont précisés en bas de la figure pour les deux réseaux indépendamment (en noir KiK-net et en gris K-NET).

Les propriétés des enregistrements sismiques de notre base de données en terme de moyenne géométrique des deux composantes horizontales sont présentées à la figure 2.14 pour les deux réseaux indépendamment. Le maximum de l'accélération s'étend sur une gamme allant de 0.19 cm/s^2 à 1280 cm/s^2 (environ 1.3 g) dans le cas du réseau KiK-net et sur une gamme plus restreinte pour le réseau K-NET, allant de 0.82 cm/s^2 à 780 cm/s^2 . En terme d'intensité d'Arias, les valeurs s'étendent de $4.45 \cdot 10^{-7}$ à 11.73 m/s pour KiK-net et de $9.44 \cdot 10^{-6}$ à 2.36 m/s pour K-NET. Finalement, pour la durée significative relative, l'étendue des valeurs est comprise entre 0.3 s pour les deux réseaux à 107 s pour KiK-net et 123 s pour K-NET.

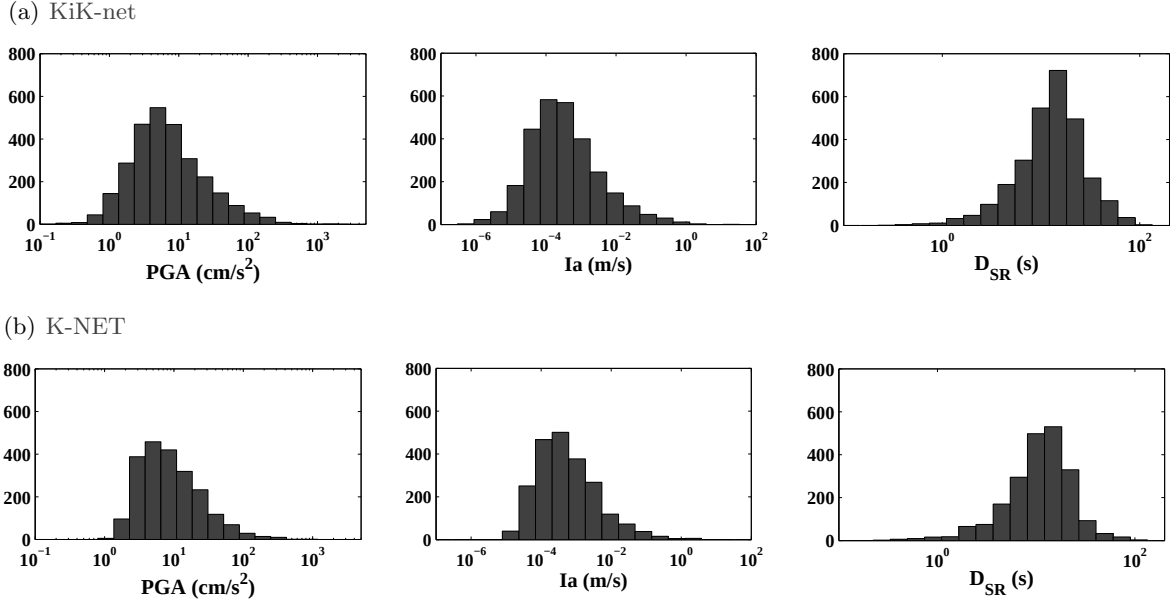


Figure 2.14 : Distributions des propriétés des enregistrements de notre base de données accélérométriques japonaise en terme de maximum de l'accélération (PGA), d'intensité d'Arias (IA) et de durée significative relative (D_{SR}) pour le réseau KiK-net (a) et K-NET (b). Les valeurs correspondent à la moyenne géométrique des deux composantes horizontales.

2.3 Les autres bases de données accélérométriques disponibles

2.3.1 La base de données NGA

Cette base de données (<http://peer.berkeley.edu/nga/>) a été construite à travers le programme de recherche nouvelle génération de modèles d'atténuation du mouvement sismique (*Next Generation of Ground-Motion Attenuation Models* [NGA]) qui s'est achevé en 2008 et qui était coordonné par le centre de recherche en génie parasismique du Pacifique (*Pacific Earthquake Engineering Research Center* [PEER]) (Chiou *et al.*, 2008). Cette base de données est une extension de la base de mouvements forts PEER (<http://peer.berkeley.edu/smcat/>) qui avait été développée par *Pacific Engineering & Analysis* (*Pacific Engineering*) durant les années 1990. La compilation de ces données a été réalisée dans la volonté de créer une base de données fixe dans le temps et commune à différents utilisateurs afin notamment de réduire les variations

entre les modèles de prédiction empiriques. Cette base de données contient les données associées à des événements crustaux peu profonds enregistrés dans des régions tectoniques actives du monde entier, mais plus particulièrement en Californie. Une richesse de cette base est que les données accélérométriques sont accompagnées d'un grand nombre de métaparamètres déterminés de manière homogène. De plus, chacune de ces données a été validée par les sismologues de PEER.

La figure 2.15 présente des distributions magnitude-distance de cette base sous plusieurs critères. Une majorité des données est digitale (68%) et seulement 34% des données sont accompagnées d'une mesure de la condition de site (V_{S30}). Seuls 6% des enregistrements correspondent aux critères de notre base de données japonaise. En effet, les données sont principalement enregistrées sur des sites sédimentaires.

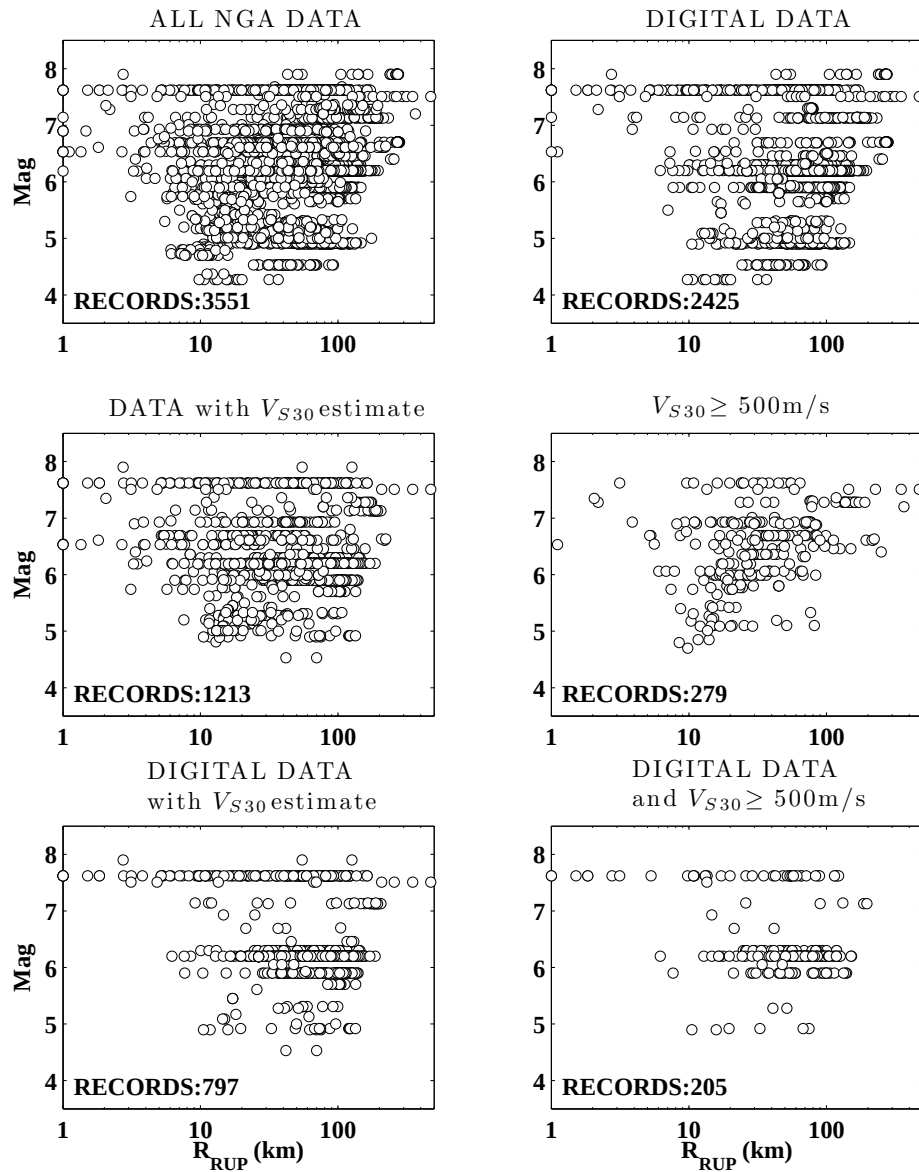


Figure 2.15 : Distributions en terme de distance à la rupture et de la magnitude du jeu de données NGA avec différents critères de sélection.

2.3.2 La base de données européenne

La base de données que nous analysons ici est celle qui a été construite au sein du projet lié à l’harmonisation de l’estimation de l’aléa sismique en Europe (*Seismic Hazard Harmonization in Europe* [SHARE]) (Yenier *et al.*, 2010) et qui est une extension de la base de données utilisées pour prédire les accélérations spectrales en Europe (Akkar et Bommer, 2010). La majorité des données est extraite du site internet regroupant les données de mouvements forts européennes (*Internet Site for European Strong-motion Data* [ISESD]) (Ambraseys *et al.*, 2004), à laquelle s’ajoutent des enregistrements récents en provenance de la base de données accélérométriques de mouvements forts nationale turque (*Turkish National Strong Motion database* [T-NSMP]) (Akkar *et al.*, 2010) et de l’archive accélérométrique italienne (*Italian ACcelometric Archive* [ITACA]) (Luzi *et al.*, 2010; Working Group ITACA, 2010), mais aussi de la base NGA et de la base de mouvements forts européenne (*European Strong Motion Database* [ESMD]). La figure 2.16 présente la répartition des données à la fois par réseau et par pays. La majorité des événements provient de Turquie, d’Italie et de Grèce. Au sein de ces projets nationaux, un important effort a été porté sur l’obtention des métaparamètres, tels que les paramètres de source et les conditions de site, et aussi sur l’homogénéisation de ces paramètres.

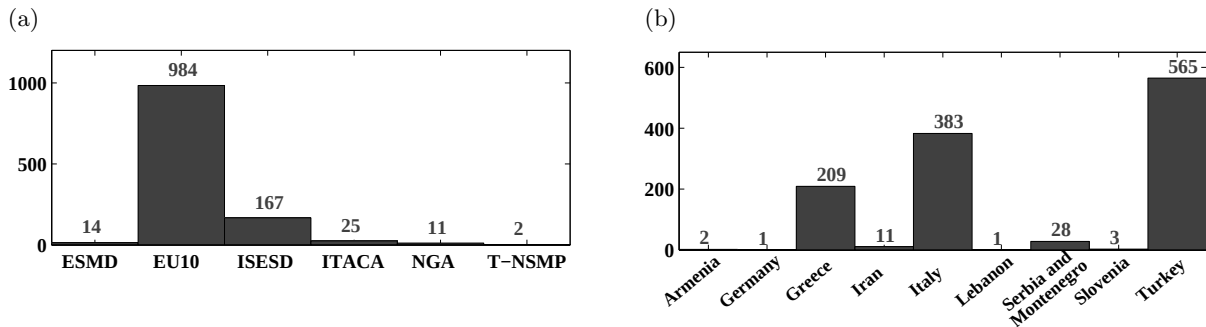


Figure 2.16 : Nombre d’enregistrements de la base de données européenne SHARE (Yenier *et al.*, 2010) a) en fonction du réseau d’enregistrement et b) en fonction de leur localisation par pays.

Sur la figure 2.17 sont représentées les distributions magnitude-distance de quatre sélections au sein de la base de données européenne : 1. toutes les données ; 2. les données digitales ; 3. les données avec une estimation de V_{S30} supérieur à 500 m/s ; 4. les données digitales avec V_{S30} supérieur à 500 m/s. Une sélection comparable à celle des données japonaises diminue très fortement le nombre de données européennes utilisables (16%). Par ailleurs, pour cette sous-sélection, il existe peu d’enregistrements de magnitudes supérieures à 6.0. En effet, ces données de fortes magnitudes sont principalement analogiques. Le faible nombre d’enregistrements sur sites rocheux et de qualité associés à des événements de magnitudes faibles à modérées (magnitudes d’intérêt en France métropolitaine pour les études d’aléa sismique) au sein de la base de données européenne prouve l’utilité de travailler avec les données japonaises.

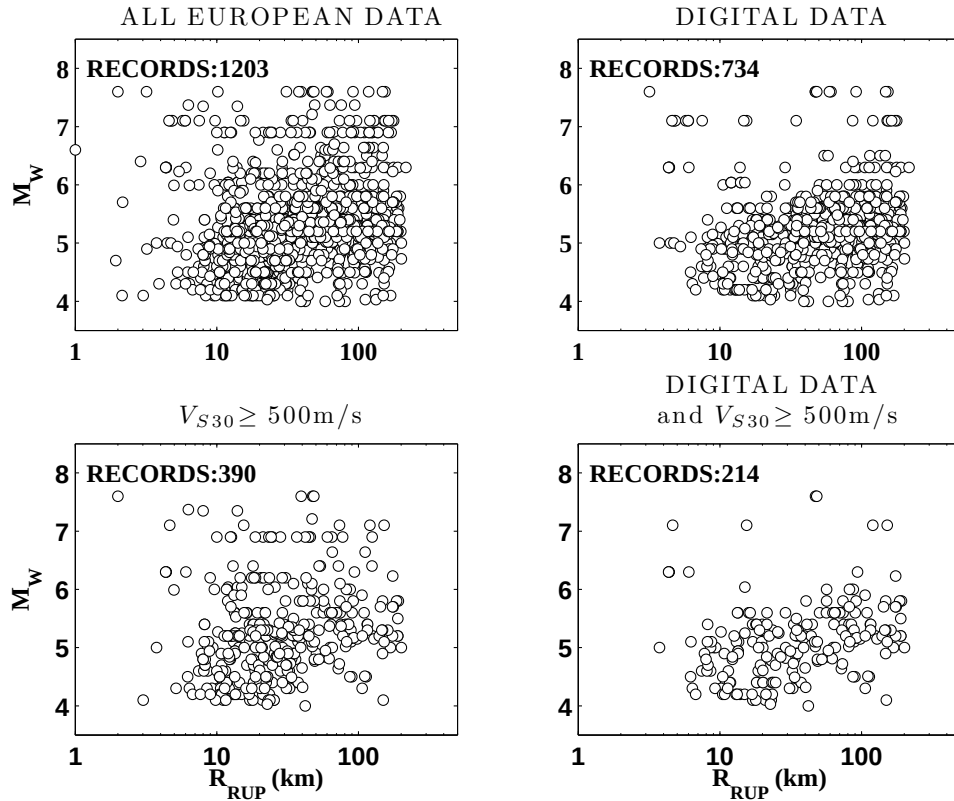


Figure 2.17 : Distributions en terme de distance à la rupture et de la magnitude de moment de la base de données européenne SHARE (Yenier et al., 2010) avec différents critères de sélection.

2.3.3 Comparaison des données « au rocher » incluses dans les trois bases de données accélérométriques

Dans cette section, les caractéristiques des trois bases de données sont comparées (cas des données enregistrées à un site avec V_{S30} supérieur à 500 m/s). La figure 2.18 présente une comparaison en terme de condition de site avec le paramètre V_{S30} (a), en terme de type de source avec les mécanismes au foyer (b) et la profondeur des séismes (c).

La base de données japonaise contient un grand nombre d'enregistrements avec V_{S30} compris entre 500 et 1700 m/s par rapport aux deux autres bases de données. Une meilleure caractérisation de l'amplification des mouvements sismiques sur des sites rocheux peut être réalisée à partir de cette base japonaise pour cette gamme de V_{S30} . Les trois bases de données sont par contre pauvres en enregistrements sur des rochers très durs : seulement 13 enregistrements au total avec des V_{S30} compris entre 1700 et 2100 m/s (dont 8 provenant de la base européenne). Aucune des trois bases de données ne contient d'enregistrements sur des rochers très durs, comme ceux des cratons américains modélisés dans la littérature par un V_{S30} de 2800 m/s (e.g., Campbell, 2003).

Les bases de données japonaise et NGA, sont principalement constituées d'événements de faille inverse (65% et 83% respectivement). La grande majorité des mécanismes restant sont des mécanismes en décrochement (30% et 14% respectivement). À l'inverse, la base européenne est

principalement composée d'enregistrements liés à des failles normales (61%), et la répartition entre failles inverses et failles décrochantes est à peu près similaire.

Les distributions des estimations des profondeurs suivent des formes variées suivant les trois bases de données. Dans le cas japonais et NGA, quasiment aucun enregistrement n'a une estimation de la profondeur entre 0 et 5 km, ce qui explique le manque d'enregistrements à des distances hypocentrales et à la rupture en champ très proche. Dans le cas japonais, la distribution décroît rapidement jusqu'à 25 km (limite que l'on a imposée) alors qu'elle est plutôt uniforme jusqu'à 20 km dans le cas NGA. Dans le cas européen, l'estimation des profondeurs suit une distribution log-normale avec des profondeurs maximales de 31 km.

La figure 2.19 donne une analyse de la répartition du nombre d'enregistrements par événement (a) et par station (b). La base NGA contient seulement 19 événements avec des enregistrements au rocher, dont 3 représentés par au moins 30 enregistrements. Dans le cas européen, parmi les 79 événements, la grande majorité est associée à moins de 5 enregistrements et un seul événement possède 11 enregistrements. Pour la base japonaise, 4 événements sont au moins représentés par 80 enregistrements au rocher avec un maximum de 103 enregistrements. Le faible taux d'enregistrements par événement des bases NGA et européenne ne permet pas de développer des modèles de prédictions empiriques spécifiques au rocher qui soient fiables. Il est en effet nécessaire d'avoir un nombre conséquent d'enregistrements par événement pour contraindre les termes d'atténuation principalement mais aussi de site.

Concernant la répartition des enregistrements par station, la base japonaise contient 168 stations sur 364 avec au moins 10 enregistrements dont 62 avec au moins 20 enregistrements, alors que la base NGA ne contient aucune station avec plus de 10 enregistrements sur 59 au total. Dans le cas européen, 9 stations sur 60 possèdent au moins 10 enregistrements dont aucune avec plus de 20 enregistrements. La base japonaise contient par ailleurs deux stations avec au moins 80 enregistrements. Les lois d'échelle avec la magnitude et les termes d'atténuation des ondes peuvent ainsi être analysés pour un site particulier, en écartant ainsi les variations entre sites.

Cette figure 2.19 prouve que les bases européenne et NGA ne permettent pas de bien décrire le mouvement sismique au rocher et qu'au contraire la base de données japonaise est plus adaptée pour répondre à cet objectif. Une bonne répartition du nombre d'enregistrements par événement et par site est en effet nécessaire pour obtenir les coefficients des modèles de prédiction empiriques. Cette répartition permettra surtout de mieux caractériser les incertitudes inter et intra événements dans le cas particulier des sites rocheux. Le manque d'enregistrements des bases européenne et NGA vient principalement du fait qu'une mesure du profil de vitesse n'est pas disponible dans le cas des sites rocheux.

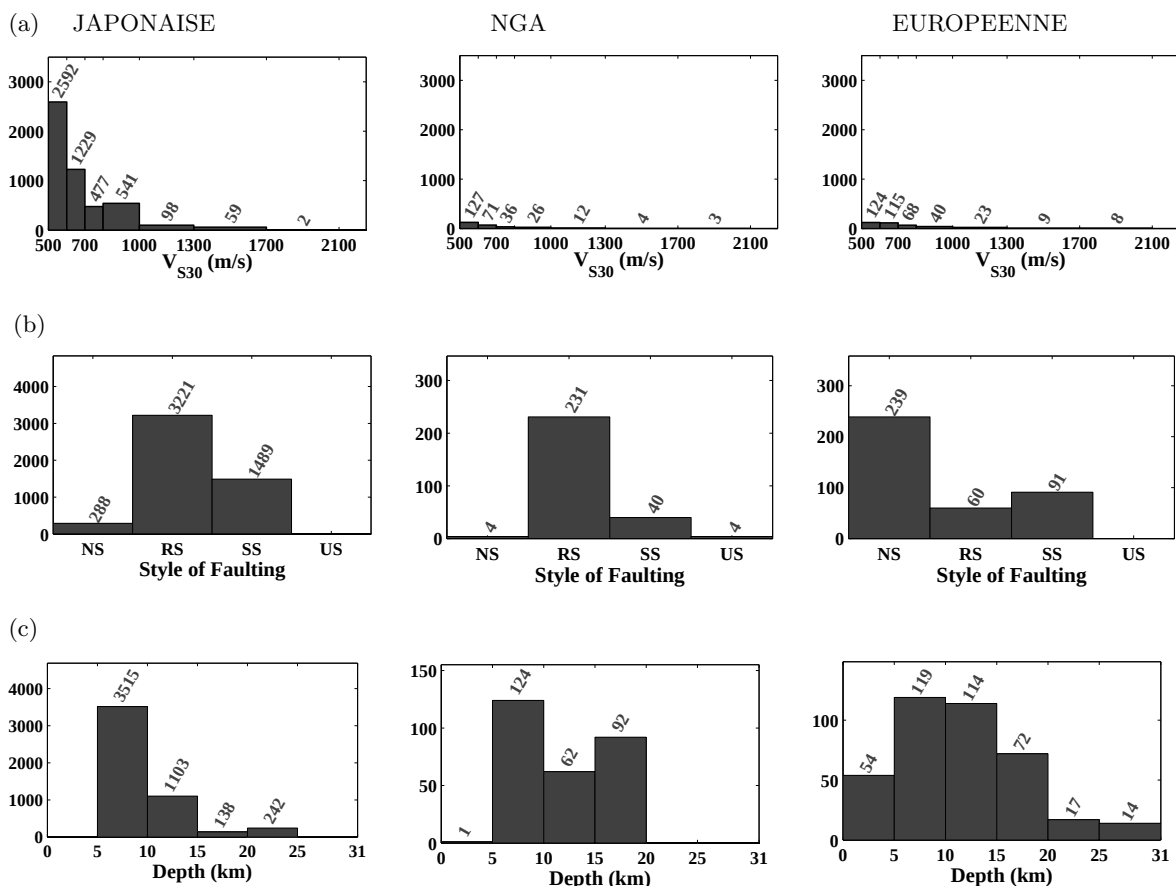


Figure 2.18 : Distributions des principaux métaparamètres pour chacune des bases de données avec $V_{S30} \geq 500$ m/s en terme de nombre d'enregistrements : a. V_{S30} , b. mécanisme au foyer (NS : faille normale, RS : faille inverse, SS : faille décrochante et US : type de faille indéfini) et c. profondeur.

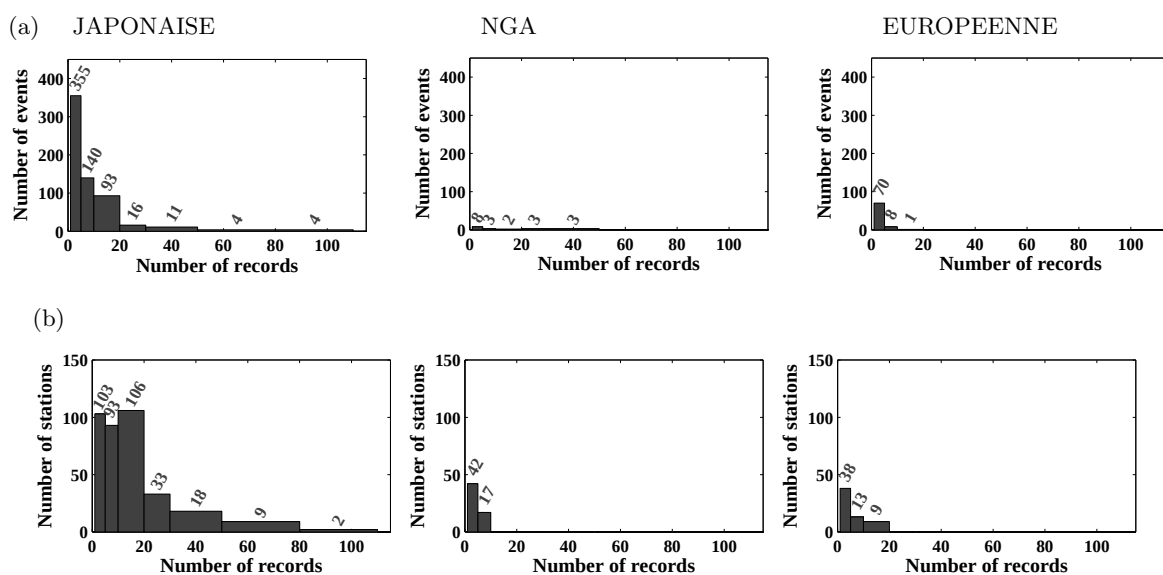


Figure 2.19 : Distributions du nombre d'enregistrements pour chacune des trois bases de données en fonction a. du nombre d'événements et b. du nombre de stations.

2.4 Sélection des données de champ proche présentant un fort intérêt pour les études d'aléa sismique des zones avec une sismicité faible à modérée

La communauté du génie parasismique a besoin de traces temporelles notamment pour analyser les effets non linéaires dans les structures ou sur une colonne de sol. Ces traces temporelles peuvent être extraites des bases de données accélérométriques que l'on a décrites précédemment. Dans le cas des études d'aléa sismique dans des zones avec une sismicité faible à modérée (ex : France métropolitaine), les scénarios d'intérêts concernent des séismes de magnitudes de moment entre 5.0 et 6.5 et des distances à la source inférieures à 20 km. Par exemple dans le cas de l'Institut Laue-Langevin [ILL] de Grenoble, les structures doivent être dimensionnées de manière à résister à un scénario de champ proche et à un scénario en champ plus lointain. Le scénario associé au séisme proche de type Corrençon de 1962 est un événement qui pourrait avoir lieu à 7 km de profondeur sous le site et d'une magnitude de 5.2 (séisme majeur historiquement vraisemblable [SMHV]). Le scénario associé au séisme lointain de type Chamonix 1905 est un événement qui pourrait avoir lieu à 15 km de profondeur, à une distance épacentrale de 12 km et dont le SMHV aurait une magnitude de 5.7. Pour dimensionner les structures, les magnitudes des SMHV sont majorées de 0.5 (séisme majoré de sécurité [SMS]), ce qui conduit le séisme proche à une magnitude de 5.7 et le séisme lointain à une magnitude de 6.2. Les traces temporelles associées à ces scénarios en terme de magnitude et de distance doivent être préférentiellement enregistrées sur des sites rocheux pour servir de signaux d'entrée aux calculs d'amplification non linéaires.

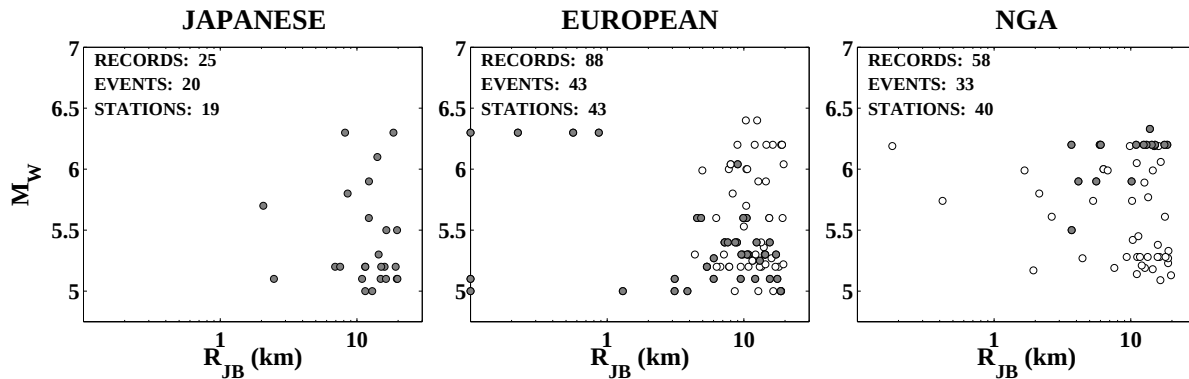


Figure 2.20 : Distributions en terme de magnitude-distance des enregistrements avec $5.0 \leq M_W \leq 6.5$, $R_{JB} \leq 20\text{km}$ et $V_{S30} \geq 500\text{ m/s}$ dans les cas japonais, européen et NGA. Les points grisés représentent les données digitales.

Les données au rocher correspondant à ces scénarios ont été extraites des trois bases japonaise, NGA et européenne, et leurs distributions en terme de magnitude distance sont données à la figure 2.20. La sous-sélection japonaise est celle qui contient le moins d'enregistrement du fait d'un nombre assez faible d'enregistrements en champ proche. La sous-sélection européenne contient quelques enregistrements en champ très proche, à moins de 1 km mais ne contient quasiment pas d'enregistrements entre 1 et 5 km. Cette absence de données dans cette gamme est

complée par la base de données NGA, sous-ensemble avec une distribution assez uniforme en terme de magnitude-distance. Au final, 171 enregistrements de séismes de magnitudes modérées en champ proche ont été identifiés. Parmi ces enregistrements, certains ne sont pas digitaux, notamment dans les bases européenne et NGA. Parmi les 88 enregistrements européens, 37 sont digitaux (19 événements et 11 sites) et parmi les 58 NGA, 15 sont digitaux (5 événements et 11 sites).

Parmi ce jeu de données, un échantillon d'enregistrements a été extrait pour en analyser les caractéristiques. Un scénario avec $M_W = 6.2 \pm 0.1$ et $R_{JB} = 10 \pm 5$ km a été choisi (scénario correspondant au scénario majoré de champ lointain de l'ILL). Les traces temporelles correspondantes sont montrées à la figure 2.21, et leurs propriétés dans la table 2.3. La majorité des enregistrements sélectionnés provient de la base NGA (9/14). 8 enregistrements sont digitaux. Seuls deux données ont été enregistrées sur des sites avec un V_{S30} supérieur à 800 m/s (limite de définition de la classe rocher dans l'Eurocode 8). Une grande variabilité des formes d'ondes des enregistrements apparaît. En effet, le PGA varie entre 0.042 g et 0.614 g, l'intensité d'Arias entre 0.032 m/s et 1.649 m/s, et la durée significative entre 4.92 s et 21.10 s.

Table 2.3 : *Propriétés des enregistrements extraits des trois bases de données avec $M_w = 6.2 \pm 0.1$ et $R_{JB} = 10 \pm 5$ km et montrés en figure 2.21. Pour les indicateurs du mouvement sismique, la moyenne géométrique des deux composantes horizontales a été estimée.*

ID	Date	Nom - Pays	M_w	Station	Type	R_{JB} (km)	V_{S30} (m/s)	SoF	PGA (g)	AI (m/s)	D_{SR} (s)
J1	200307260713	Miyagi-Ken - Japan	6.1	MYGHI06	Digital	14	593	RS	0.128	0.171	6.67
J2	200410231834	Chuetzu - Japan	6.3	NIGH12	Digital	8	553	RS	0.454	1.649	8.87
E1	198011231935	Irpinia - Italy-02	6.2	Calitri - Pittoli	Analog	9	529	NS	0.171	0.496	19.52
E2	198011231935	Irpinia - Italy-02	6.2	Bisaccia	Analog	15	976	NS	0.074	0.094	21.10
E3	197905241723	Serbia & Montenegro	6.2	Petrovac-Hotel Rivijera	Analog	12	713	RS	0.225	0.294	4.92
N1	198404242115	Morgan Hill	6.19	Gilroy - Gavilan Coll.	Analog	15	730	SS	0.104	0.055	8.37
N2	198404242115	Morgan Hill	6.19	Gilroy Array #1	Analog	15	1428	SS	0.082	0.056	9.24
N3	198404242115	Morgan Hill	6.19	Gilroy Array #6	Analog	10	663	SS	0.255	0.575	6.87
N4	199909201803	Chi-Chi Taiwan-03	6.2	TCU074	Digital	14	549	RS	0.042	0.032	20.62
N5	199909201803	Chi-Chi Taiwan-03	6.2	TCU076	Digital	13	615	RS	0.286	0.455	6.22
N6	199909201803	Chi-Chi Taiwan-03	6.2	TCU089	Digital	6	553	RS	0.086	0.076	14.89
N7	199909201803	Chi-Chi Taiwan-03	6.2	TCU129	Digital	11	664	RS	0.614	1.068	13.08
N8	199909202146	Chi-Chi Taiwan-04	6.2	CHY074	Digital	6	553	SS	0.335	1.486	6.79
N9	199909202146	Chi-Chi Taiwan-04	6.2	CHY080	Digital	12	553	SS	0.126	0.253	11.87

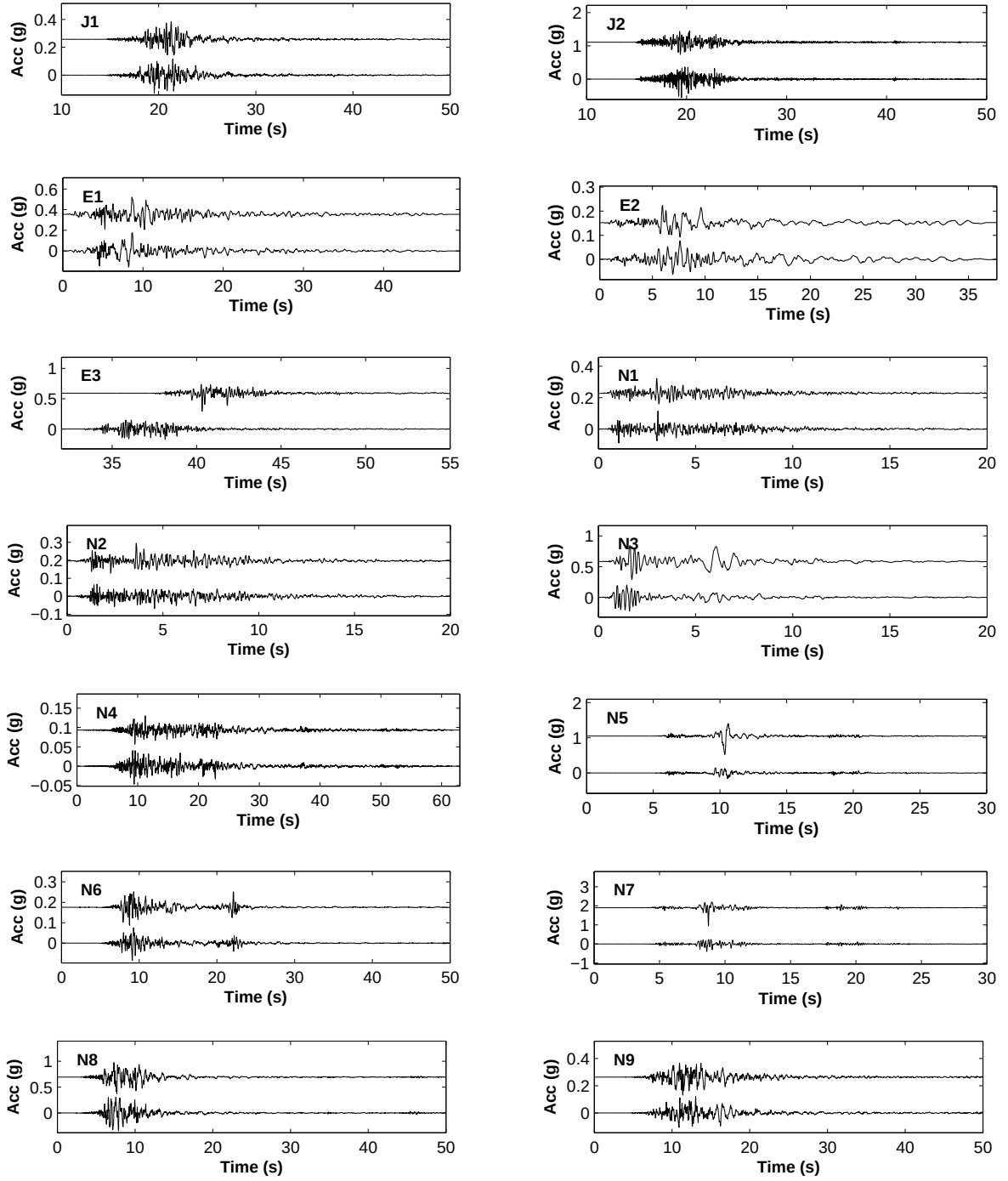


Figure 2.21 : Traces temporelles extraites des trois bases de données (japonaise (J), européenne (E) et NGA(N)) avec $M_W = 6.2 \pm 0.1$ et $R_{JB} = 10 \pm 5$ km. Les caractéristiques des enregistrements sont décrits dans la table 2.3.

2.5 Conclusions

Une nouvelle et homogène base de données accélérométriques d'enregistrements crustaux peu profonds sur sites rocheux de surface a été construite. Cette base de données contient 4998 enregistrements digitaux de magnitudes de moment comprises entre 3.5 et 6.9, avec des profondeurs de sources sismiques inférieures à 25 km. L'étendue en terme de distance est contrôlée par un filtre magnitude-distance avec une distance à la rupture (R_{RUP}) limitée à environ 40 km pour les plus faibles magnitudes et à environ 300 km pour les plus fortes. Seuls les enregistrements sur des sites avec V_{S30} supérieur à 500 m/s ont été conservés. Parmi les 4998 données, 2357 enregistrements possèdent des magnitudes de moment supérieures à 4.5.

La comparaison de cette base de données avec les deux autres principales bases de données accélérométriques d'enregistrements crustaux, NGA et européenne, a mis en avant l'intérêt des données japonaises pour étudier les mouvements sismiques au rocher. En effet, ces deux autres bases sont très pauvres en enregistrements avec un V_{S30} supérieur à 500 m/s. Chacune des bases de données présente des avantages. La base NGA semble davantage appropriée que les deux autres pour contraindre les mouvements de champ proche. La base européenne présente l'avantage d'être riche en événements liés à des mécanismes de failles normales alors que les deux autres bases contiennent principalement des enregistrements issus de failles inverses et de failles décrochantes.

Ces bases de données peuvent aussi être utilisées pour sélectionner des enregistrements d'intérêt pour effectuer des calculs de réponse de site dans les études d'aléa sismique, notamment les structures à risque spécial. Dans le cas particulier des zones à sismicité faible à modérée, 171 enregistrements ont été identifiés avec une magnitude de moment comprise entre 5.0 et 6.5, avec une distance R_{JB} inférieure à 20 km et avec un V_{S30} supérieur à 500 m/s, dont 77 enregistrements digitaux.

Dans les chapitres suivants, la base de données japonaise sera utilisée pour caractériser les différents indicateurs du mouvement sismique dans le cas particulier de sites rocheux. La réponse de ces sites rocheux japonais sera analysée en terme de dépendance aux paramètres V_{S30} et κ_0 .

Caractérisation du mouvement sismique « au rocher »

3.1	Introduction	108
3.2	Analyse de la fonction d'amplification sur « site rocheux » : dépendance de V_{S30} et κ.	109
3.2.1	Résumé	109
3.2.2	Abstract	110
3.2.3	Introduction	110
3.2.4	The Japanese Dataset	112
3.2.5	The New Rock and Stiff-soil-Specific Response Spectral Acceleration Ground-Motion Prediction Equation	117
3.2.5.1	Model formulation	117
3.2.5.2	Results	118
3.2.6	Rock and Stiff-Soil Ground-Motion Dependency on V_{S30} and κ_0	118
3.2.6.1	Comparison of different GMPEs dependent only on V_{S30}	118
3.2.6.2	Empirical versus simulated site function : relative dependencies on V_{S30} and κ_0	122
3.2.7	Towards New $SA(f)$ Ground-Motion Prediction Equations That Include Site-Specific κ_{a0} Effects?	125
3.2.7.1	Toward a κ_0 - f_{amp} relationship specific to the Japanese dataset	129
3.2.7.2	Observed f_{amp1} measures for the Japanese dataset	131
3.2.7.3	Towards an empirical $SA(f)$ model with κ_{0_RESP1}	132
3.2.8	Conclusions	135

3.1 Introduction

Le chapitre précédent a mis en évidence le manque d'enregistrements de qualité sur des sites compétents (sols durs ou rochers) au sein des deux grandes bases de données accélérométriques d'événements crustaux NGA et européenne. Les modèles de prédiction empiriques développés à partir de ces deux bases de données sont largement employés dans les études d'aléa sismique pour définir des mouvements de référence, mais sont finalement peu contraints par des enregistrements sur des sites avec des $V_{S30} > 500$ m/s. C'est pourquoi une base de données incluant spécifiquement des enregistrements sur des sites rocheux en surface a été créée à partir des réseaux japonais. Nous avons vu au chapitre précédent l'apport en enregistrements rocheux de cette base vis à vis des deux autres bases. Par ailleurs, la figure 1.4 a mis en évidence la grande diversité de sites rocheux en terme de caractérisation suivant V_{S30} . Il est donc apparu indispensable de comprendre les mécanismes contrôlant la fonction d'amplification des sites rocheux. Par ailleurs les récents projets d'évaluation de l'aléa sismique probabiliste (e.g., PEGASOS, SHARE) ont essayé d'ajuster les mouvements sismiques prédits par différents modèles empiriques à des conditions de site de référence définies par un V_{S30} et un κ_0 donnés pour tenir compte des différences entre des prédictions réalisées pour des rochers très durs (environnement géologique de type bouclier) et des rochers plus représentatifs des zones géologiques de l'Europe continentale. Ces facteurs d'ajustement ont été calculés à l'aide de simulations stochastiques (figure 1.18) à partir d'un profil de référence générique et d'une valeur de κ_0 déduite de la relation empirique discutée de Van Houtte *et al.* (2011) entre V_{S30} et κ_0 . Toutefois, ces facteurs d'ajustement théoriques n'ont pas été validés empiriquement.

Dans ce chapitre, la nouvelle base de données japonaise d'enregistrements rocheux va être analysée pour caractériser la fonction d'amplification de sites rocheux et la dépendance de ces fonctions d'amplification à V_{S30} et κ_0 . Dans cette étude, seuls les événements de magnitudes de moment supérieures ou égales à 4.5 ont été utilisés pour faciliter le développement du modèle de prédiction empirique et ne pas introduire les problèmes de lois d'échelle liés à l'utilisation de séismes de très faibles magnitudes qui ne sont pas le sujet de cette étude. Nous analyserons particulièrement les dépendances de la fonction de site empirique développée uniquement à partir d'une fonction continue de V_{S30} en la comparant avec des fonctions de sites simulées et dépendantes des paramètres V_{S30} et κ_0 . Les résultats sont pris en considération afin d'améliorer les fonctions d'amplification utilisées dans les modèles de prédiction empiriques.

3.2 Analyse de la fonction d'amplification sur « site rocheux » : dépendance de V_{S30} et $kappa$.

Stiff-soil/Rock Site Amplification : Dependency on V_{S30} and $kappa$

LAURENDEAU, A., COTTON, F., KTENIDOU, O-J., BONILLA, L-F. and
HOLLENDER, F.

Publication in *Bulletin of the Seismological Society of America*, December 2013,
Volume 103, Pages 3131-3148 ; published ahead of print November 12, 2013,
doi :10.1785/0120130020.

3.2.1 Résumé

Un modèle de prédiction empirique du spectre de réponse en accélération spécifique à des sites durs à rocheux a été développé à partir des mouvements sismiques enregistrés en surface sur des sites japonais avec des valeurs des vitesses moyennes des ondes de cisaillement dans les trente premiers mètres (V_{S30}) élevées. Ce modèle de prédiction empirique s'applique à des événements de magnitudes de moment (M_W) modérées comprises entre 4.5 et 6.9 et à des V_{S30} compris entre 500 et 1500 m/s (sols durs à rocheux). L'analyse du coefficient associé au terme de site résultant ainsi que la comparaison de la fonction de site empirique avec des fonctions de site simulées montrent que les mouvements sismiques enregistrés sur des sites durs à rocheux ne sont pas seulement dépendant du paramètre V_{S30} , mais aussi du paramètre caractérisant l'atténuation des hautes fréquences en un site spécifique ($kappa_0$). L'influence de ce paramètre $kappa_0$ sur la fonction d'amplification d'un site durs à rocheux a été analysée à partir de simulations stochastiques, en considérant le besoin d'utiliser ces deux paramètres (V_{S30} et $kappa_0$) pour ajuster des mouvements sismiques à différents rochers. La prise en compte de $kappa_0$ est apparue comme essentielle pour le développement de futurs modèles de prédiction empiriques. Les simulations stochastiques ont permis de mettre en évidence le contrôle du paramètre $kappa_0$ sur la fréquence correspondant au maximum du spectre de réponse en accélération (f_{amp1}). Cette observation a été utilisée afin de relier la fréquence du pic du spectre de réponse à $kappa_0$ dans le cas spécifique des données japonaises. Ce paramètre κ_0 a ensuite été inclus dans le modèle de prédiction empirique développé précédemment pour des périodes comprises entre 0.01 s et 0.2 s. Ainsi, le biais observé dans les résidus intra-événements a pu être corrigé, et la valeur d'incertitude correspondante diminuée. Toutefois, cette mesure de κ_0 nécessite un nombre minimum d'enregistrements sur site rocheux avec $M_W \geq 4.5$ et des distances courtes pour limiter l'effet de l'atténuation anélastique ($R_{RUP} < 50$ km dans le cas japonais).

3.2.2 Abstract

A ground-motion prediction equation (GMPE) specific to rock and stiff soil sites is derived using seismic motion recorded on high V_{S30} sites in Japan. This GMPE applies to events with $4.5 \leq M_W \leq 6.9$ and V_{S30} ranging from 500 m/s to 1500 m/s (stiff soil to rock sites). The empirical site coefficients obtained and the comparison with the simulated site functions show that seismic motion on rock and stiff soil sites does not depend only on V_{S30} , but also on the high frequency attenuation site properties (κ_0). The effects of the site-specific κ_0 on site amplification are analyzed using stochastic simulations, with the need to take into account both of these parameters for rock-site adjustments. Adding the site-specific κ_0 into the GMPEs thus appears to be essential in future work. The "rock"-site stochastic ground-motion simulations show that the site-specific κ_0 controls the frequency corresponding to the maximum response spectral acceleration (f_{amp1}). This observation is used to link the peak of the response spectral shape to κ_0 in this specific Japanese dataset, and then to add the effects of high-frequency attenuation into the previous GMPE from the peak ground acceleration and up to periods of 0.2 s. The inclusion of κ_0 allows the observed bias to be corrected for the intra-event residuals, and thus reduces sigma. However, this κ_0 determination is limited to a minimum number of "rock"-site records with $M_W \geq 4.5$ and to distances of less than 50 km.

3.2.3 Introduction

Defining a standard rock site is a key issue for seismic hazard analysis. Rock properties vary from one region to another, and recent probabilistic seismic hazard assessment (PSHA) projects (e.g., Seismic Hazard Harmonization in Europe [SHARE]) have shown the need to clearly define the reference rock used for hazard computations (e.g., [Delavaud et al., 2012a](#)). A reference rock is also necessary as a basis for the amplification calculations, and, for example, for the analysis of site effects by the spectral-ratio method ([Borcherdt, 1970](#)).

Indeed, definitions of "rock" conditions are highly heterogeneous, and has evolved over the last few years. Before 1995, ground-motion empirical models considered a binary classification for sites as rock or soil, based on geological criteria or on the thickness of the sediments. Then, the new building codes defined site categories with respect to the average shear-wave velocity over the upper 30 m (the V_{S30}). Thus, the National Earthquake Hazard Reduction Program (NEHRP) regulations ([Building Seismic Safety Council, 2000](#)) define a rock class as a site with $V_{S30} > 760$ m/s, and a very hard rock class as a site with $V_{S30} > 1500$ m/s, while the European regulations ([European Committee for Standardization \(CEN\), 2004](#)) define rock sites as those with $V_{S30} > 800$ m/s and the Japanese regulations ([Japan Road Association, 1980, 1990](#)) define rock sites as those with $V_{S30} > 600$ m/s. [Ambraseys \(1995\)](#) and [Boore et al. \(1997\)](#) were the first to incorporate V_{S30} into their models. Currently, many recent ground-motion prediction equations (GMPEs) include V_{S30} (e.g., [Boore et Atkinson, 2008](#); [Abrahamson et Silva, 2008](#); [Rodriguez-Marek et al., 2011](#)). However, these models are derived by mixing soil and rock data. At the same time, the next generation attenuation (NGA) and the European databases contain only a few records on high V_{S30} sites, and high quality measures of V_{S30} are not always available

(e.g., [Regnier et al., 2010](#)). Indeed, V_{S30} values are not always reliable, due to the uncertainties of indirect estimates, especially in the case of rigid sites for which it is difficult to apply several techniques of measurement (e.g., boreholes, standard penetration tests, multichannel analysis of surface waves). The rock-site factors of these models might suffer from this lack of data or from V_{S30} uncertainties.

Moreover, the use of V_{S30} as a single proxy to define rock conditions has been discussed widely, as V_{S30} describes only the shallow part of the velocity profile and besides, it does not capture the effects of shallow crustal attenuation. Several studies have suggested that the rock properties can control part of the high-frequency attenuation ([Silva et al., 1998](#); [Chandler et al., 2006](#); [Douglas et al., 2010](#); [Edwards et al., 2011](#)). This high-frequency decay was initially described by Hanks (1982), as the cut-off frequency f_{max} . Today, for a record at distance r , the model used for high-frequency attenuation is usually characterized in the engineering seismology community by the parameter kappa ($\kappa(r)$). $\kappa(r)$ describes the slope of the high-frequency decay of the acceleration Fourier amplitude spectrum in a log-linear space ([Anderson et Hough, 1984](#)). The model is described as:

$$a(f) = A_0 \exp(-\pi \kappa(r) f) \quad \text{for } f > f_E \quad (3.1)$$

where A_0 is a source- and propagation-path-dependent amplitude, f_E is the frequency above which the decay is approximately linear, and r is the epicentral distance. The distance-dependence can then be eliminated by extrapolating the $\kappa(r)$ trend to $r = 0$, introducing a site-specific *kappa*, typically denoted as κ_0 , that is free of the regional Q attenuation effect added by distance. [Anderson et Hough \(1984\)](#) suggested that κ_0 represents the attenuation of seismic waves in the first few hundreds of meters or kilometers beneath the site and that it depends on the site conditions. In the literature, there are other ways to measure the site-specific κ_0 in addition to the original method of [Anderson et Hough \(1984\)](#). Here, in the present study, when we talk about κ_0 in general, this is *kappa* for a specific site, and when we talk about κ_0 computed with a specific method, we add a subscript indicating that method, as recommended by [Ktenidou et al.](#) (in press).

Several studies have explored the relationships between geotechnical site properties (e.g., V_{S30}) and κ_0 ([Silva et al., 1998](#); [Chandler et al., 2006](#); [Edwards et al., 2011](#)). Such relationships are critical, as they are the only way to take into account κ_0 adjustments when no site-specific records are available. Recently, [Van Houtte et al. \(2011\)](#) assessed κ_0 for Japanese and NGA sites, to define a worldwide logarithmic relationship between κ_0 and V_{S30} . [Van Houtte et al. \(2011\)](#) also computed amplification factors from rock sites to very hard rock sites, and showed the impact of κ_0 on the resulting amplification factors. Their theoretical amplification factors indicated that at high frequencies, a hard rock site should amplify more than a softer rock site due to its lower attenuation. [Atkinson et Boore \(2011\)](#) reported the same tendency for the amplification factor between the rock of western North America and the hard-rock of eastern North America. However, these theoretical amplification ratios have not been confirmed yet by observations. Moreover, the correlations between κ_0 and V_{S30} are weak; e.g., [Van Houtte et al. \(2011\)](#) obtained a correlation coefficient of 0.39, and most studies have reported even smaller

coefficients. Thus, there are many possibilities for κ_0 for different sites with the same V_{S30} . To a degree, this is expected since due to the deeper nature of κ_0 . Furthermore, [Ktenidou *et al.* \(in press\)](#) suggested additional possible reasons behind this large scatter, related to the way the correlations are developed and used. Such reasons include the variety of regions where data come from, the variety of methods applied to compute *kappa* and the variability due to the differences in the used frequency ranges (e.g., [Douglas *et al.*, 2010](#)).

The general goal of the present study is to better constrain the ground motion on rock. On this basis, an active Japanese shallow crustal accelerometric dataset was built that includes only surface records on sites with $V_{S30} \geq 500$ m/s. It should be noted that the usefulness of V_{S30} as a site predictor is still under debate and that even sites with rather high V_{S30} may show large impedance contrasts at shallow depth and hence strong amplification peaks at high frequencies (e.g., see [Cadet *et al.* \(2010\)](#) for KiK-net data and [Zhao *et al.* \(2006a\)](#) for K-NET data). This V_{S30} based site classification is however consistent with building codes and GMPE site classification schemes. This limit of 500 m/s allows a sufficient number of records and soft rock to be considered (Californian rock is usually characterized by $V_{S30} = 620$ m/s, e.g., [Boore *et al.*, 1997](#)). This dataset is used to derive a "rock/stiff-soil-specific" prediction equation. In the first step, the site amplification factors depend on V_{S30} . Our analysis will focus more specifically on the site amplification analysis obtained, as rock V_{S30} -dependent amplification factors have been poorly constrained to date, due to there being few records on high V_{S30} sites. We will compare the empirical amplification factors obtained with the theoretical factors computed for various V_{S30}/κ_0 values, and we will discuss the relative dependency of "rock" motion on κ_0 and V_{S30} . In the second step, new amplification factors that depend both on V_{S30} and κ_0 will be derived and discussed.

3.2.4 The Japanese Dataset

Japan is in an area of high seismicity, where a lot of quality digital data are recorded and made available to the scientific community. Indeed, after the destructive 1995 Kobe earthquake, Japanese scientists installed dense and uniform networks that cover the whole of Japan: the Hi-net (high-sensitivity), F-net (broadband), KiK-net and K-NET (strong-motion) networks ([Okada *et al.*, 2004](#)). The KiK-net network offers the advantage of combining pairs of sensors (one at the surface, and one installed at depth in a borehole). Each instrument is a three-component seismograph with a 24-bit analog-to-digital converter; the KiK-net network uses 200-Hz (until 27 January 2008) and 100-Hz (since 30 October 2007) sampling frequencies, and the K-NET network uses 100-Hz sampling frequencies. The overall frequency response characteristics of the total system is flat, strictly speaking, from 0 to 15 Hz, after which the amplitude starts to decay. The response characteristics are approximately equal to those of a 3-pole Butterworth filter with a cut-off frequency of 30 Hz ([Kinoshita, 1998](#); [Fujiwara *et al.*, 2004](#)). This filter restricts the analysis to frequencies below 30 Hz if the signal is not deconvolved by the transfer function ([Oth *et al.*, 2011b](#)), if allowance is made for the 3 dB drop. In the present study, the KiK-net and K-NET strong-motion records were collected up to the end of 2009. To have consistent metaparameters, we only used events that were characterized in the F-net catalog. Thus, the

values of M_W , the hypocenter location (latitude, longitude, depth), and the rake angle that were used for the focal mechanism characterization were determined by F-net. We fixed 4.5 M_W as the low-magnitude limit of our selection, and to select stations located on the hardest sites, we included in the analysis only the stations with V_{S30} greater than 500 m/s. The two networks were deployed in two different geomorphological contexts: the K-NET stations were mainly constructed on sedimentary sites, and the KiK-net stations are on weathered rock or on thinner sediment sites (Okada *et al.*, 2004). Thus, on average, the site conditions of KiK-net are harder than those of K-NET (Aoi *et al.*, 2004). One advantage of the Japanese network is that the site characterization was performed homogeneously (downhole measures). The only difference is that for the K-NET network, the drilling did not reach 30 m. Thus, in the case of the KiK-net network, with the sites characterized by velocity profiles ranging from 30 m to 2008 m, V_{S30} can be computed. For the K-NET network, as the surveys were made down to 20 m in depth, the V_{S30} must be estimated. Using the KiK-net velocity models, Boore *et al.* (2011) provided equations that related V_{S30} to V_{SZ} for Z ranging from 5 m to 29 m, in 1 m increments. V_{S30} was thus estimated from these equations for the K-NET network. To include only crustal events, shallow events with a focal depth less than 25 km were selected. Offshore events were excluded, but we chose to include the events with $M_W \geq 5.5$ in the sea of Japan. A magnitude-distance filter was applied according to the Kanno *et al.* (2006) GMPE, which allows the bias due to untriggered stations to be eliminated (this bias could introduce an overestimation of predicted ground motions at large distances, see Fukushima *et al.*, 1990; Fukushima, 1997). We chose 2.5 cm/s² as the peak ground acceleration (PGA) threshold (sensor threshold levels of 0.2 cm/s² and 2 cm/s² for the KiK-net downhole and K-NET, respectively). All the records are corrected for baseline trends (the mean and the linear trend are removed). Following a visual inspection, faulty records, like S-wave triggers, and records from multi-events were eliminated or shortened. This S-wave trigger criterion mainly excludes data from small earthquakes at large distances (scenarios for which a large number of excellent and complete records are available), and thus does not cause any significant loss of data. A Tukey-windowing taper is applied on the last 2 seconds records and zeros are added to the end of the records in order to get homogeneous time-history durations. At the same time, we collected all of the fault-plane models for earthquakes with $M_W \geq 5.7$, as listed in Table 3.1. The source distance is the closest distance from a fault plane to the observation site, and it is the hypocentral distance in the case of earthquakes with lower magnitudes.

Our dataset finally consists of 2357 three-component records for $M_W \geq 4.5$. Figure 3.1 shows the locations of the 405 observation sites (240 from KiK-net, and 165 from K-NET) and the 132 earthquake epicenters. The magnitude-distance distribution is shown in Figure 3.2. Only a few of the records are still available in the near-field. Figure 3.3 shows the V_{S30} distribution of the KiK-net and K-NET networks, and also, for comparison, one of the NGA(Chiou *et al.*, 2008) and European (Yenier *et al.*, 2010) databases. Our Japanese dataset contains nearly four times more records with V_{S30} greater than 500 m/s than the NGA dataset, and approximately six times more than the European database. Our dataset allows the sites with $500 \leq V_{S30} \leq 1500$ m/s to be better constrained, on the one hand, due to a more consistent

number of records, and secondly, because of the quality of the site characterization. However, only a few records are available on hard rock ($V_{S30} \geq 1500$ m/s).

Table 3.1 : *Events for which the source geometry is taken into account to define the source-receiver distance (R_{RUP}).*

Name	Date	M_W	Strike	Dip	Length	Width	Reference
Kagoshima 1	199703261731	6.10	280	90	15	10	Horikawa (2001)
Kagoshima 2	199705131438	6.00	(280, 190)	(90, 90)	(9, 8)	(10, 10)	Horikawa (2001)
Yamaguchi	199706251850	5.90	235	86	16	12	Ide (1999)
Iwate	199809031658	5.70	216	41	10	10	Nakahara <i>et al.</i> (2002)
Tottori	200010061330	6.60	145	90	28	17.6	Ikeda <i>et al.</i> (2002)
Miyagi-Ken	200307260713	6.10	203	50	12	9.6	Miura <i>et al.</i> (2004)
Chuetsu	200410231756	6.60	216	53	24	16	Hikima et Koketsu (2005)
	200410231803	5.90	20	34	8	8	
	200410231812	5.70	20	58	8	8.3	
	200410231834	6.30	216	55	20	12	
	200410271040	5.80	39	29	8	8	
Rumoi	200412141456	5.70	15	25	10	10	Maeda et Sasatani (2009)
Fukuoka	200503201053	6.60	123	87.7	32	28	Kobayashi <i>et al.</i> (2006)
Noto-Hanto	200703250942	6.70	58	66	30	18	Momiyama <i>et al.</i> (2009)
Chuetsu-Oki	200707161013	6.70	34	36	32	24	Miyake <i>et al.</i> (2010)
Iwate-Miyagi	200806140843	6.90	203	37	42	18	Yokota <i>et al.</i> (2009)

The Kagoshima 2 event has been described as two fault planes. In this case, the source-receiver distances were calculated for these two planes, and the shorter distance was selected.

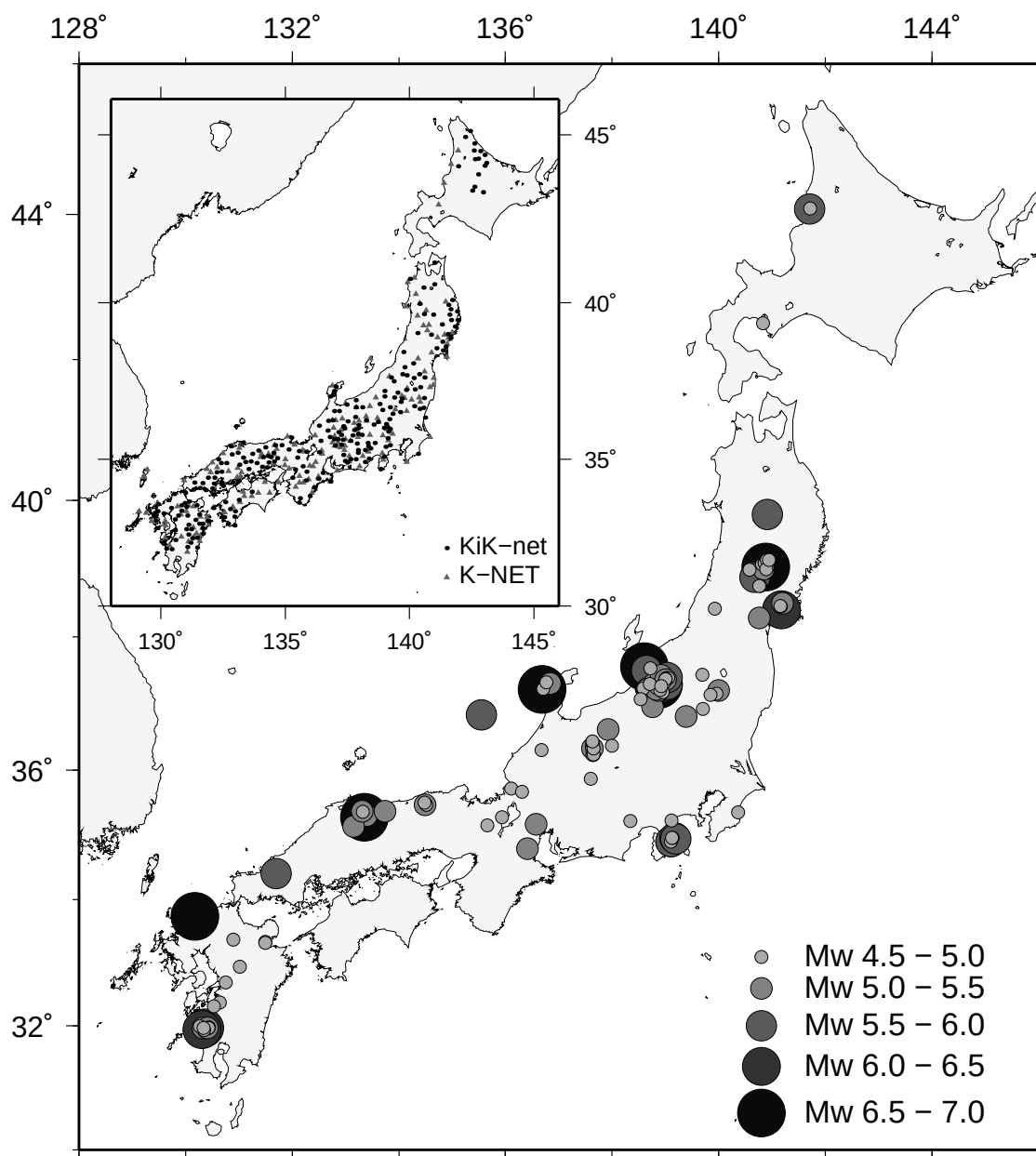


Figure 3.1 : Events and recording stations used in the present study.

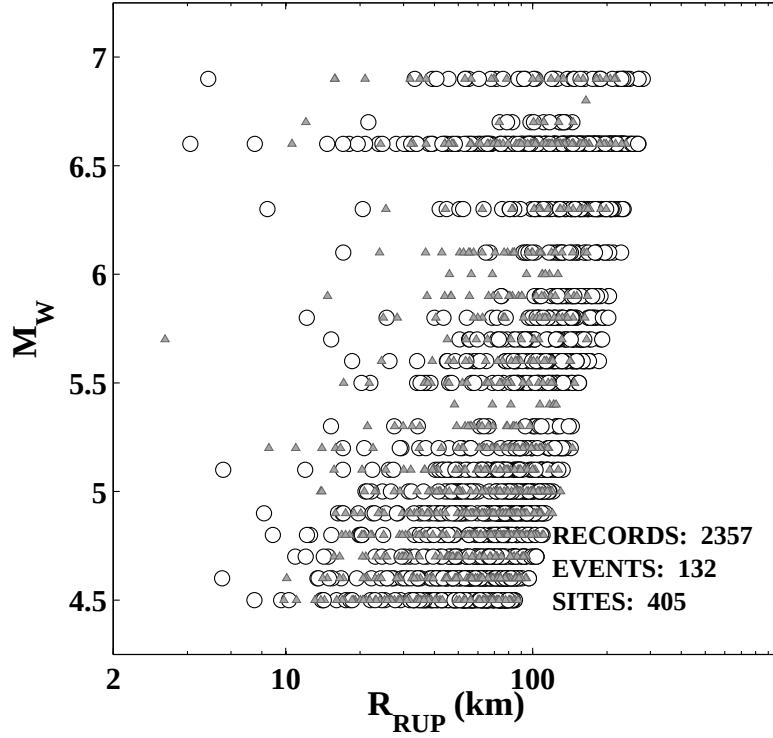


Figure 3.2 : Distribution of the moment magnitude (M_W) and the rupture distance (R_{RUP}) of the selected records, differentiated according to the two networks ($\circ$: KiK-net and $\triangle$: K-NET networks).

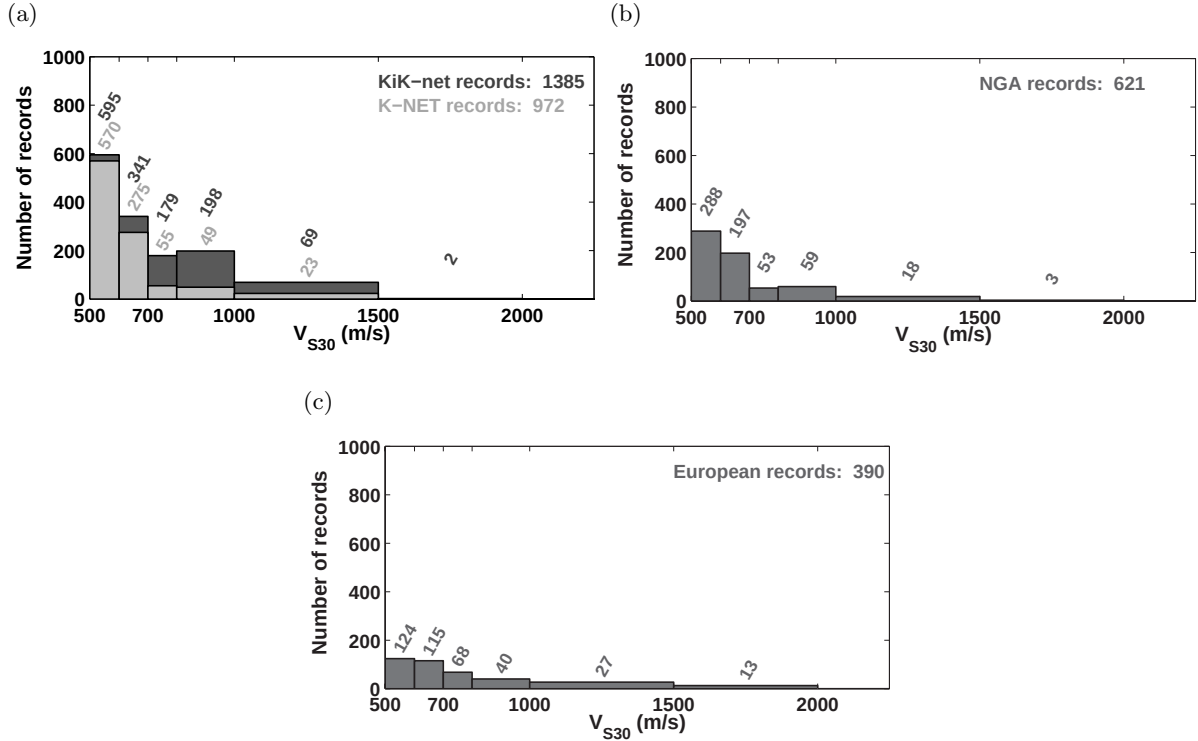


Figure 3.3 : V_{S30} distribution in terms of the number of records: (a) for the Japanese dataset differentiated according to the two networks; and (b) and (c) for the NGA (Chiou et al., 2008) and European dataset (Yenier et al., 2010), respectively.

3.2.5 The New Rock and Stiff-soil-Specific Response Spectral Acceleration Ground-Motion Prediction Equation

Many studies have been conducted to predict the response spectral accelerations for active shallow crustal regions. All of these studies have used an empirical relationship, by mixing different site classes. Moreover, these models were derived from NGA (e.g., [Boore et Atkinson, 2008](#); [Abrahamson et Silva, 2008](#)) or European (e.g., [Akkar et Bommer, 2010](#)) databases that incorporate few data on "rock", and high quality measures of V_{S30} are not always available. Only the Japanese dataset offers the possibility to obtain a high- V_{S30} -specific model. A new rock and stiff-soil-specific response spectral acceleration model from the Japanese data for the geometric mean of the two horizontal components was defined.

3.2.5.1 Model formulation

First, all of the records are resampled to 100 Hz, to standardize the difference of sampling frequencies between K-NET and KiK-net (lowpass filter with a cutoff frequency of 100 Hz and then downsample from 200 Hz to 100 Hz). Then, the ground-motion parameters are modeled as functions of the moment magnitude M_W , the closest distance from a fault plane to the observation site R_{RUP} , and a site parameter defined according to V_{S30} . In the present study, the aim was not to develop a new functional form, but to analyze the rock-and-stiff-soil-site amplification function. The coefficients are derived using the "random effect" method ([Abrahamson et Youngs, 1992](#)), and taking into account the within-event (ϕ) and between-event (τ) standard deviations ([Al Atik et al., 2010](#)) of the δW_{ij} and δB_i residuals, respectively (the subscripts i and j refer to *event* and *station*).

Following [Rodriguez-Marek et al. \(2011\)](#) choices, we selected a similar functional form, such as:

$$\ln(SA_{ij}) = F_{M_i} + F_{D_{ij}} + F_{S_j} + \delta W_{ij} + \delta B_i; \quad (3.2)$$

where

$$F_{M_i} = \begin{cases} a_1 + a_2 \cdot (M_{W_i} - M_h) + a_3 \cdot (M_{W_i} - M_h)^2 & \text{for } M_{W_i} \leq M_h \\ a_1 + a_4 \cdot (M_{W_i} - M_h) & \text{for } M_{W_i} \geq M_h \end{cases} \quad (3.3)$$

$$\begin{aligned} F_{D_{ij}} &= (b_1 + b_2 \cdot (M_{W_i} - 4.5)) \cdot \ln(R_{ij}/1) + b_3 \cdot (R_{ij} - 1) \\ R_{ij} &= \sqrt{R_{RUP_{ij}}^2 + h^2} \end{aligned} \quad (3.4)$$

$$F_{S_j} = c_1 \cdot \ln(V_{S30_j}/800) \quad (3.5)$$

Some of the GMPE parameters are interdependent. Therefore, some of them were constrained, starting from subsets of data. To derive GMPE coefficients from our Japanese dataset with only $V_{S30} \geq 500$ m/s was not straightforward, because the number of records per event is more limited. So, we chose to use the coefficients M_h , h and b_3 previously derived by [Rodriguez-Marek et al. \(2011\)](#) using only events for which more than 100 records are available. Thus, we

assume these parameters are not dependent on site amplification. The choice of using these coefficients comes from that they allowed us to obtain a better distribution of residuals at different spectral periods.

3.2.5.2 Results

The regression coefficients obtained are given in Table 3.2. Figure 3.4 shows the new model with respect to the three spectral accelerations: SA to 0.01 s (a), 0.31 s (b) and 1.36 s (c). Figure 3.5 shows the inter-event and intra-event residuals according to M_W , R_{RUP} and V_{S30} . The residuals are well distributed globally. The model might slightly underestimate the observed data for $V_{S30} \geq 1300$ m/s at short periods, but these are few.

Our results show a standard deviation of 0.846 for the PGA , while Boore et Atkinson (2008) reported a σ of 0.566 on NGA data, and Rodriguez-Marek et al. (2011) reported a σ of 0.799 on Japanese data. It was already recognized that the ergodic variability of ground motion is stronger for Japan (Rodriguez-Marek et al., 2011), because of the larger site variability. Compared to Rodriguez-Marek et al. (2011), our sigma is slightly higher because our model was derived from both KiK-net and K-NET data, and not just from the KiK-net data. As discussed above, the two networks were deployed in two different geomorphological contexts, which can explain this slight increase.

3.2.6 Rock and Stiff-Soil Ground-Motion Dependency on V_{S30} and κ_0

3.2.6.1 Comparison of different GMPEs dependent only on V_{S30}

The specificity of our study is that it uses only data recorded on high V_{S30} sites ($V_{S30} \geq 500$ m/s). Figure 3.6 shows a comparison of our study with two other Japanese studies (Kanno et al., 2006 and Rodriguez-Marek et al., 2011) and two NGA models (Abrahamson et Silva, 2008 and Boore et Atkinson, 2008). The European models published to date do not include V_{S30} (e.g., Akkar et Bommer, 2010). These four particular studies mixed soil and rock data, and included fewer records with $V_{S30} \geq 500$ m/s. To compare these site functions, we computed the ratios between soft rock and rock with V_{S30} of 550 m/s and 1100 m/s respectively (see Fig. 3.3). Our empirically derived amplification ratio is given by the following equation:

$$\frac{\text{Soft rock (550 m/s)}}{\text{Rock (1100 m/s)}}(T) = \exp \left[c_1(T) \cdot \ln \left(\frac{550}{1100} \right) \right] \quad (3.6)$$

The empirical soft-rock-to-rock ratios have a similar shape globally, as a "step-function" (see Fig. 3.6), with a decrease from the PGA to 0.1 s, then an increase up to different periods, and finally, at the longer periods, a plateau or a decrease. Our soft-rock-to-rock amplification ratio is lower at short periods, and especially between about 0.04 s and 0.08 s, for which the ratio is around 1. This suggests that the amplification of the soft rock and the rock are similar. Other models have a flatter shape at these frequencies. This slight discrepancy might be due either to the mixing of soil and rock data, or to the constraints in the empirical models. Conversely, at

Table 3.2 : Regression coefficients for the PGA and 5% damped acceleration response spectra (geometrical mean of the two horizontal components, g).

Period (s)	a_1	a_2	a_3	a_4	M_h	b_1	b_2	b_3	h	c_1	ϕ	τ	σ
0.01	-0.033598	0.49784	-0.14873	0.22496	5.6	-0.96495	0.20938	-0.014	1.36	-0.34393	0.65621	0.53412	0.84611
0.02	-0.0050271	0.49369	-0.15747	0.23234	5.6	-0.96643	0.2069	-0.014	1.36	-0.32015	0.65584	0.53633	0.84722
0.03	0.26534	0.55346	-0.14583	0.28873	5.6	-0.98508	0.19059	-0.014	1.2	-0.19402	0.66001	0.54787	0.85777
0.0384	0.60021	0.55291	-0.21274	0.3761	5.6	-1.0008	0.16562	-0.014	1.2	-0.10368	0.67122	0.56221	0.87557
0.0484	0.86406	0.61383	-0.23459	0.48655	5.6	-0.98973	0.13542	-0.014	1.2	-0.081946	0.68807	0.57246	0.89506
0.0582	1.0014	0.83224	-0.16439	0.66501	5.6	-0.93227	0.091227	-0.014	1.2	-0.085649	0.70746	0.57719	0.91305
0.0769	1.1532	1.1502	-0.050098	0.82494	5.6	-0.85899	0.050907	-0.014	1.2	-0.074231	0.75539	0.57436	0.94895
0.0844	1.1127	1.0719	-0.10018	0.78556	5.6	-0.85513	0.060092	-0.014	1.2	-0.16829	0.76552	0.57014	0.9545
0.097	1.0339	1.083	-0.10676	0.83105	5.6	-0.84474	0.061657	-0.014	1.2	-0.31828	0.75874	0.56349	0.9451
0.1167	0.9384	1.1038	-0.042917	0.7206	5.6	-0.86975	0.09148	-0.0138	1.2	-0.46165	0.72934	0.54776	0.91213
0.1472	0.93927	0.96259	-0.078164	0.55294	5.6	-0.95779	0.13559	-0.0131	1.2	-0.64209	0.73375	0.53244	0.90658
0.1691	0.82411	0.6804	-0.22472	0.39611	5.6	-1.0214	0.18114	-0.0126	1.2	-0.71205	0.72261	0.52823	0.89509
0.2036	0.63806	0.47814	-0.29806	0.25911	5.6	-1.0736	0.22	-0.0119	1.2	-0.76497	0.71196	0.52348	0.8837
0.234	0.47035	0.54826	-0.30375	0.33535	5.6	-1.0617	0.20876	-0.0113	1.2	-0.80042	0.70239	0.5036	0.86427
0.309	0.21371	0.40219	-0.32518	0.21547	5.6	-1.1411	0.25033	-0.01	1.2	-0.78338	0.67763	0.51384	0.85042
0.3551	0.26445	0.53865	-0.12798	-0.059858	5.8	-1.1955	0.2752	-0.0092	1.2	-0.80564	0.67603	0.51955	0.85261
0.3896	0.22985	0.37837	-0.17963	-0.1794	6	-1.2198	0.28433	-0.0087	1.2	-0.80017	0.67721	0.52797	0.85869
0.4274	0.15141	0.38935	-0.16038	-0.23629	6	-1.2482	0.29598	-0.0082	1.2	-0.78776	0.67813	0.52869	0.85987
0.469	0.16058	0.50207	-0.12662	-0.19127	6	-1.2701	0.28918	-0.0076	1.2	-0.75596	0.6766	0.53087	0.86001
0.5913	0.002014	0.53098	-0.11966	-0.20467	6	-1.333	0.30084	-0.0062	1.2	-0.69906	0.67075	0.54401	0.86363
0.7456	-0.15653	0.72445	-0.034817	-0.21396	6	-1.3807	0.30533	-0.0049	1.2	-0.69977	0.66021	0.51272	0.83592
0.818	-0.16834	0.75771	-0.025654	-0.2371	6	-1.4197	0.31184	-0.0043	1.2	-0.67981	0.66009	0.50054	0.8284
0.9401	-0.29156	0.79742	-0.043022	-0.2024	6	-1.4362	0.30951	-0.0036	1.2	-0.66069	0.66081	0.47738	0.81521
1.3622	-0.80425	0.71213	-0.048474	-0.1361	6	-1.5354	0.34887	-0.002	1.2	-0.66646	0.64969	0.41806	0.77258

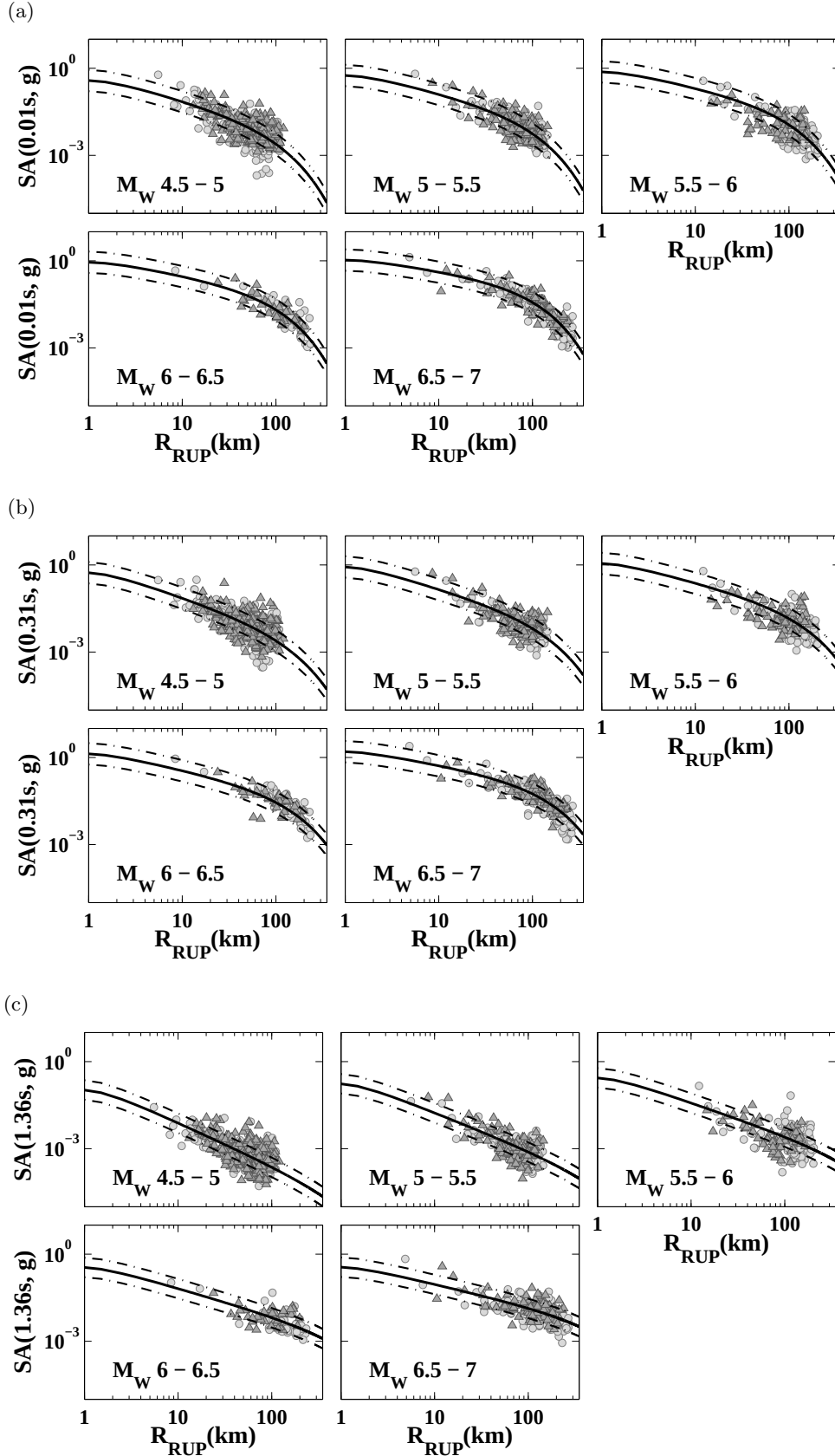


Figure 3.4 : Peak ground acceleration (PGA, a) and spectral accelerations (SA(0.31 s), b and SA(1.36 s), c) as units of g, and differentiated according to the two networks ($\circ$: KiK-net and $\triangle$: K-NET networks), with respect to the predicted ground-motion attenuation model plotted as a function of R_{RUP} for the $500 \leq V_{S30} < 600$ m/s. The solid line in each subplot is the mean predicted model, and the dashed lines refer to ± 1 sigma.

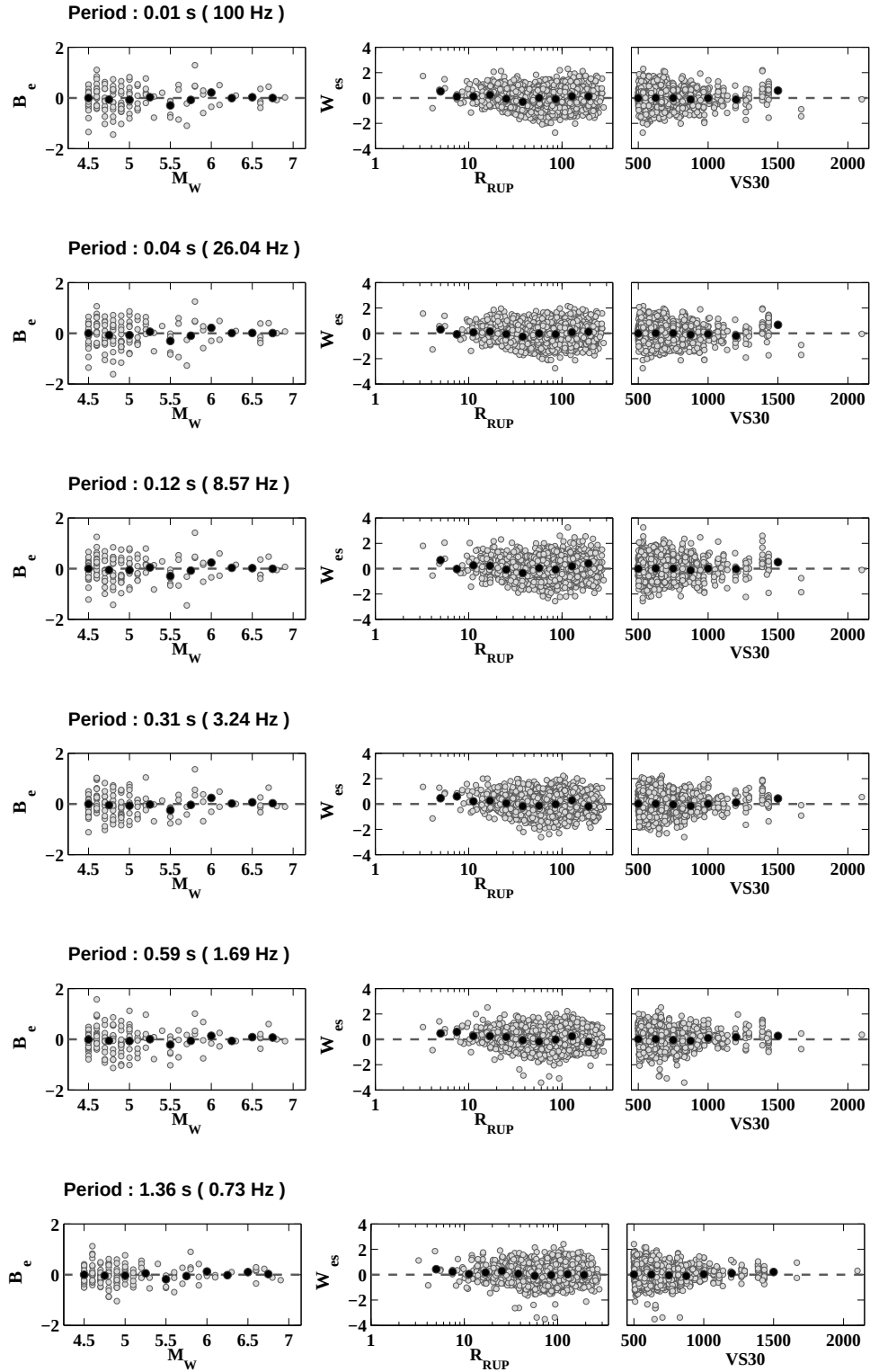


Figure 3.5 : Inter-event residuals plotted with respect to M_W and intra-event residuals as a function of R_{RUP} and VS_{30} for various spectral periods. The black dots represent the averages for a bin of M_W , R_{RUP} or VS_{30} .

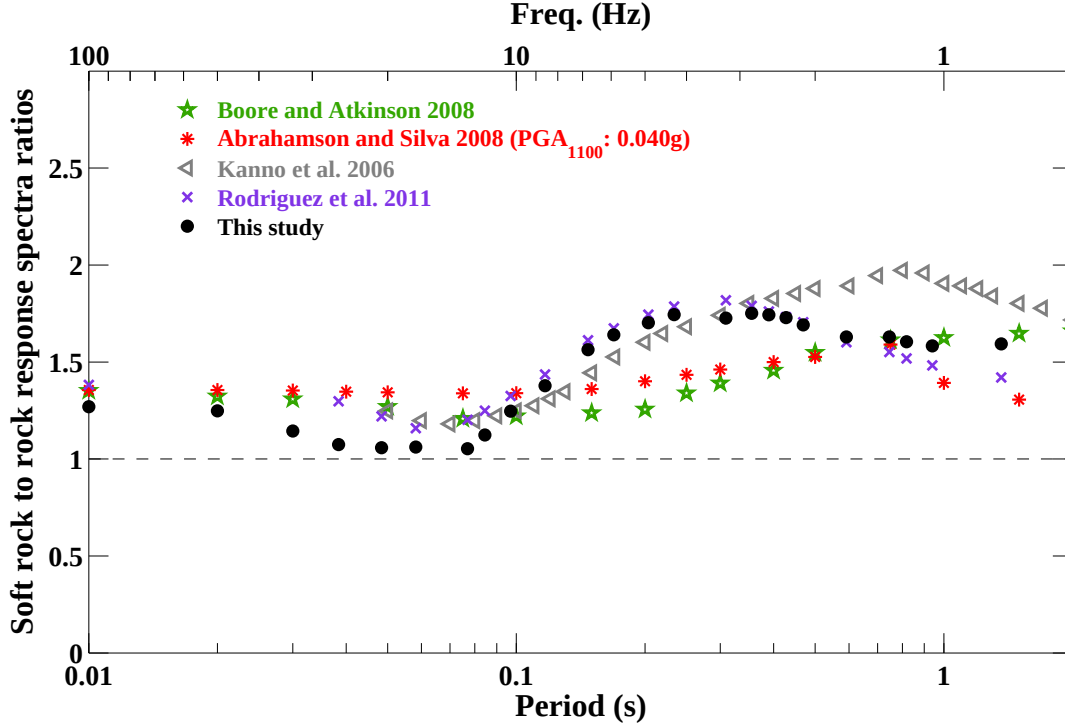


Figure 3.6 : *Soft-rock-to-rock empirical spectral amplification ratios ($550/1100\text{m.s}^{-1}$) estimated for the different GMPEs.*

longer periods, such as between 0.15 s and 2 s, our soft rock amplifies at least 1.5 times more than rock, with a maximum at around 0.25 s.

3.2.6.2 Empirical versus simulated site function: relative dependencies on V_{S30} and κ_0

Van Houtte *et al.* (2011) and Atkinson et Boore (2011) observed a similar "step-function" in the case of their theoretical rock-to-hard-rock ratio, which was dependent on both V_{S30} and κ_0 . To analyze the rock ground-motion dependencies, we computed the theoretical ratios between a soft rock with $V_{S30} = 550$ m/s, and a rock with $V_{S30} = 1100$ m/s. The method used to compute the theoretical ratios is synthesized in a flow chart (Fig. 3.7). These theoretical amplification ratios between soft rock and rock are obtained by computing ground motions using random vibrations (SMSIM program, Boore, 2003) with a magnitude of 6.0, at a distance of 20 km, and with a site amplification function, computed from the quarter wavelength method and from generic profiles suggested by Boore et Joyner (1997) and extrapolated for various V_{S30} values by Cotton *et al.* (2006). The stochastic method input parameters are similar to those used by Campbell (2003) for western North America, except for the stress drop and the quality factor. For these parameters, we used the mean values given by Oth *et al.* (2010) and Oth *et al.* (2011a): stress drop, 10 bars; quality factor, $Q(f) = 81 * f^{0.71}$. Also, to simulate the characteristic responses of the instruments (Kinoshita, 1998), a 3-pole Butterworth filter with a cut-off frequency of 30 Hz was added into the model (i.e., $f_{cut} = 30$ Hz and $n = 3$). The theoretical soft-rock-to-rock ratios were computed first for identical values of κ_0 , and secondly

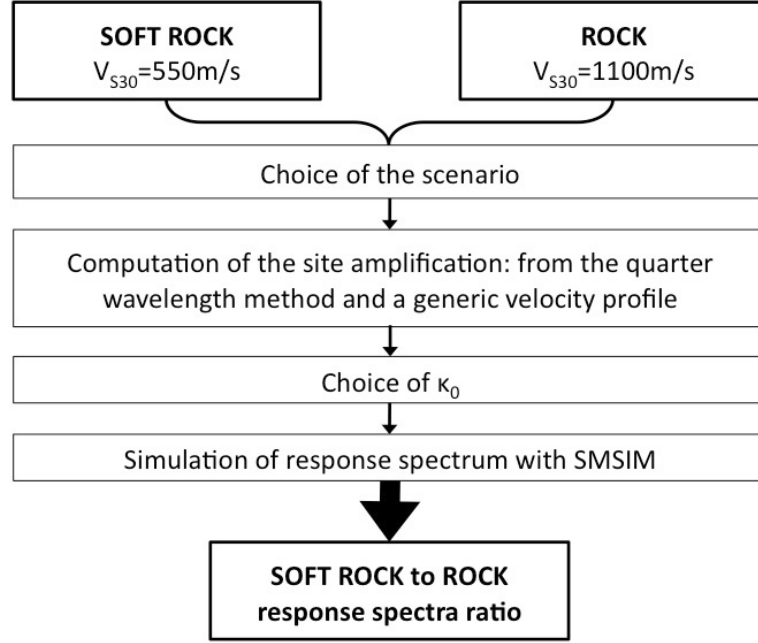


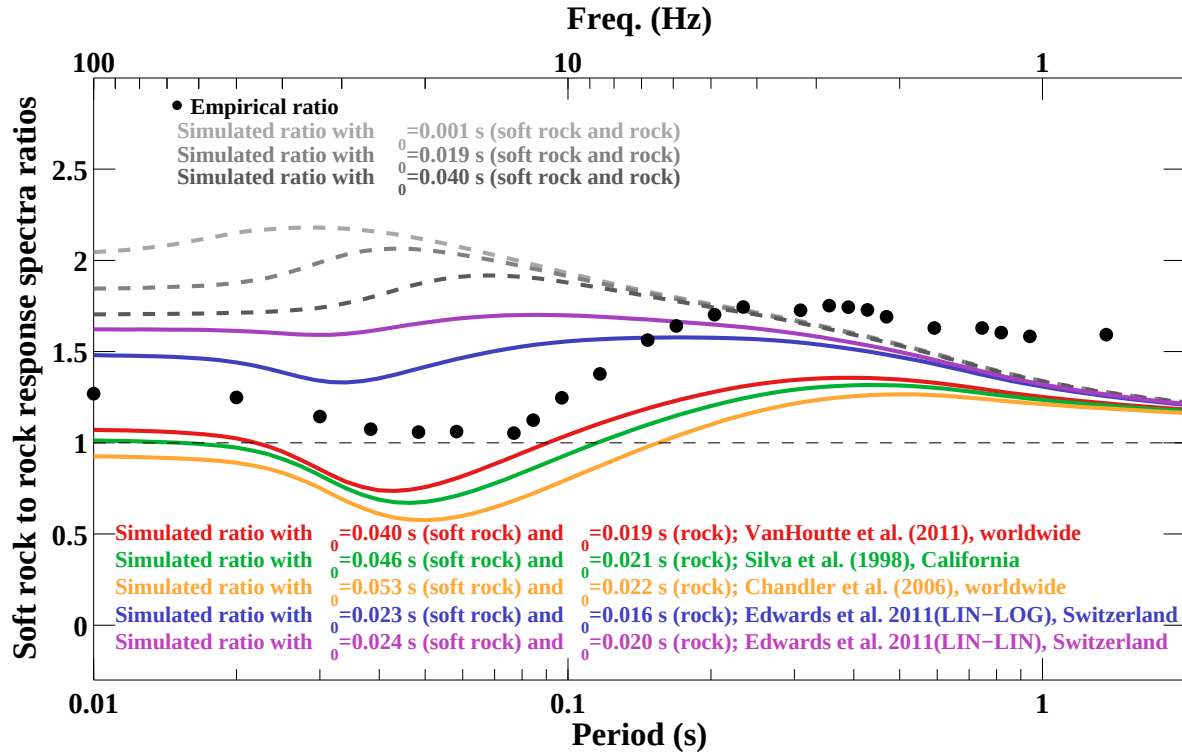
Figure 3.7 : Flow-chart of the methodology used for computing the soft-rock-to-rock response spectra ratios.

for κ_0 values inferred from the V_{S30} . The V_{S30} - κ_0 relationships of [Silva *et al.* \(1998\)](#), [Chandler *et al.* \(2006\)](#), [Edwards *et al.* \(2011\)](#) and [Van Houtte *et al.* \(2011\)](#) were tested (see Fig. 3.8b).

Figure 3.8a shows the comparison of the theoretical ratios with the empirical ratio. First, the site term of the GMPE (see Eq. 3.5) is a function of V_{S30} only, and it might be expected that this empirical ratio follows the same trend as the theoretical ratios that are influenced only by V_{S30} (Figure 3.8a, gray lines). The discrepancy between the empirical and the theoretical ratios computed with identical κ_0 value for the two rock sites indicates that the empirical site coefficient does not only take into account the V_{S30} effect. Secondly, the comparison between the empirical ratio and the theoretical ratios computed with two different κ_0 values for the two rock sites shows a similar general shape when the V_{S30} - κ_0 relationships of [Silva *et al.* \(1998\)](#), [Chandler *et al.* \(2006\)](#) and [Van Houtte *et al.* \(2011\)](#) are used, with a decrease from the *PGA* to 0.04 s - 0.08 s, and then an increase to 0.5 s (the "step-function"). This comparison confirms the dependency of the rock-site responses on both κ_0 and V_{S30} , and not on V_{S30} alone. However, none of the existing V_{S30} - κ_0 relationships does allow to fit perfectly the empirical ratio which indicates the need to improve these relationships or the velocity profiles used with the assumption of the quarter wavelength approach in the stochastic modelling. For exemple, the observed amplification at periods larger than 1 s suggests impedance contrasts at depth not captured by the generic velocity profile.

Other parameters, like the scenario choice, might influence the shape of the theoretical ratios. Figure 3.9 shows this influence on the theoretical soft-rock-to-rock ratios considering the V_{S30} - κ_0 relationship of [Van Houtte *et al.* \(2011\)](#). Fluctuations are observed only at short periods, and especially for different distances. Variations in the amplification at different distances are related

(a)



(b)

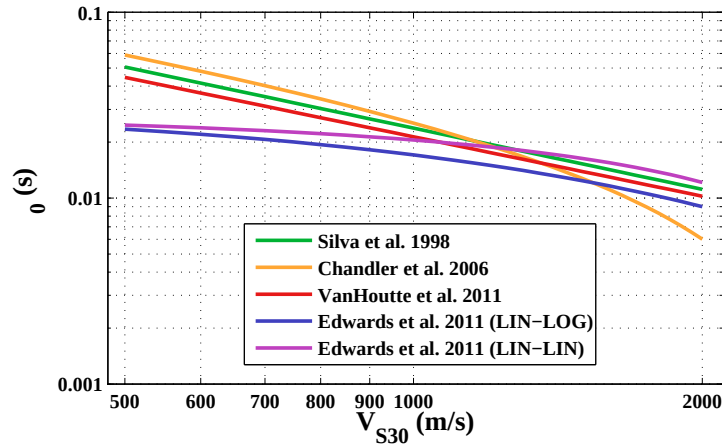


Figure 3.8 : Soft-rock-to-rock spectral amplification ratios ($550/1100 \text{ m.s}^{-1}$) for an event of magnitude 6 and at a distance of 20 km, which were estimated using: the site function coefficient from $SA(f)$ GMPE (black dots), the Boore (2003) stochastic method with a constant κ_0 (dashed gray lines), and the Boore (2003) stochastic method with the κ_0 value depending on V_{S30} , according to various relationships (solid colored lines).

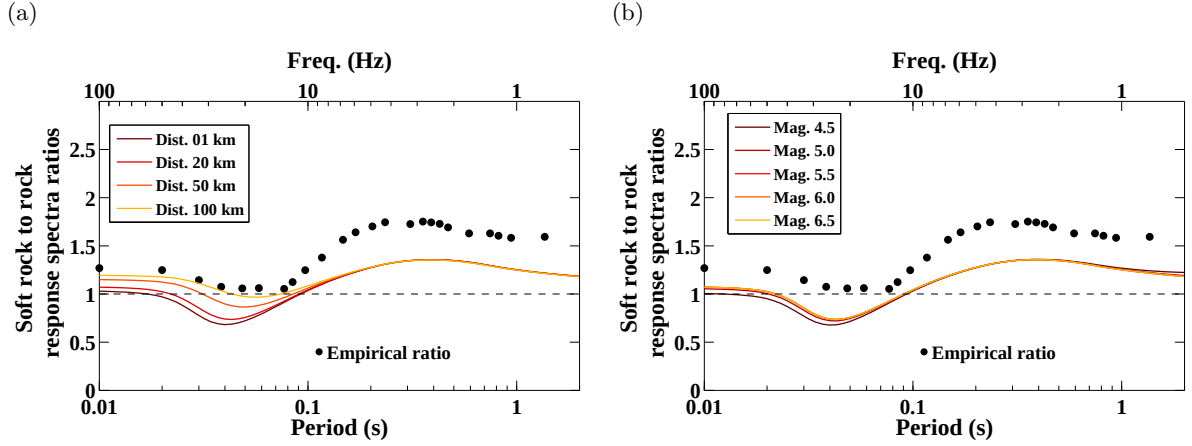


Figure 3.9 : Soft-rock-to-rock spectral amplification ratios ($550/1100m.s^{-1}$) estimated using the site function coefficient from $SA(f)$ GMPE (black dots) and the Boore (2003) stochastic method with κ_{a0} depending on V_{S30} , according to the Van Houtte et al. (2011) relationship (lines in shades of red) for different scenarios: (a) Magnitude=6 and variation in the distance; (b) Distance=20 km and variation in the magnitude.

to the energy attenuation along the path. At large distances, the energy is largely dissipated, and so the κ_0 effect is less. In the same manner, the choice of the attenuation model affects the theoretical ratios. However, only consideration of some correlation between κ_0 and V_{S30} can reproduce the observed "step-function" of the real data.

The shape of the empirical soft-rock-to-rock ratio is consistent with the theoretical rock-to-hard-rock ratio shape and confirm the interest of V_{S30} - κ_0 dependent stochastic simulations for host to target rock-site adjustments (Van Houtte et al., 2011; Atkinson et Boore, 2011). The differences between theoretical and empirical functions confirm the need of a good calibration of κ_0 and S-wave velocity profiles to perform these adjustments.

3.2.7 Towards New $SA(f)$ Ground-Motion Prediction Equations That Include Site-Specific κ_{a0} Effects?

The comparison of the theoretical ratios with the empirical ratio showed that the site coefficient, which is dependent only on V_{S30} , takes into account a part of κ_0 . This confirmed a correlation between κ_0 and V_{S30} . However, empirical coefficients that depend only on V_{S30} do not allow the full κ_0 effect to be taken into account single-handedly. In the following section, we therefore seek to include both κ_0 and V_{S30} as parameters of GMPEs. It is thus necessary to have an estimate of κ_0 beforehand.

Van Houtte et al. (2011) assessed κ_0 on a Japanese dataset using the original method of Anderson et Hough (1984) (κ_{0_AS}). The intra-event residuals with respect to κ_{0_AS} are presented in Figure 3.10, for the frequency range corresponding to the measurement (between 5 Hz and 50 Hz). The analysis of these residuals does not reveal any dependence of residuals with respect to κ_{0_AS} . Indeed, Van Houtte et al. (2011) assessed κ_{0_AS} without consideration of the response characteristic of the instrument that cuts the frequency content to 30 Hz. Accounting for

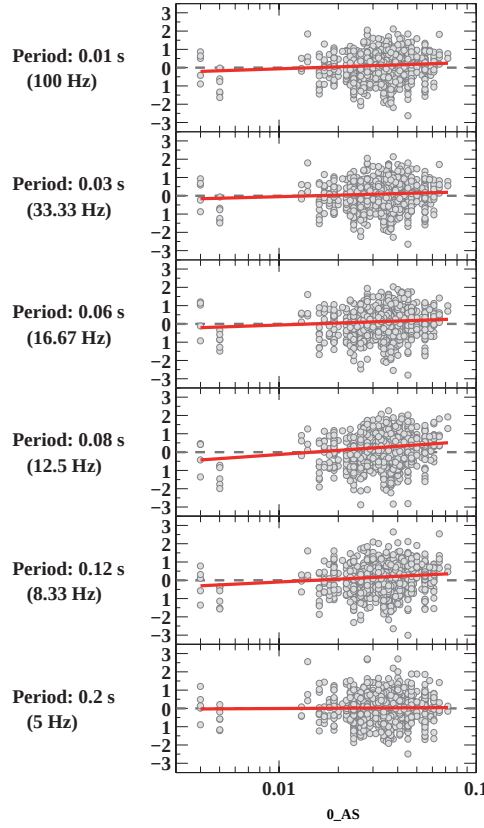


Figure 3.10 : *Intra-event residuals with respect to κ_{0_AS} at high frequencies when the empirical model of the 5% damped acceleration response spectra does not take into account κ_{0_AS} .*

the instrument response might be important; computing *kappa* for frequency ranges where the response is considered flat is one of the recommendations made by [Ktenidou et al. \(2013\)](#).

Figure 3.11 shows a comparison of the acceleration response spectra simulated for two cases, one including the low-pass filter and one without it, for a given scenario and for various κ_0 values. For high κ_0 values, the high frequency part of the simulated response spectrum is strongly attenuated in the two cases. The κ_0 effect is significant across a wide range of frequency, from *PGA* to 1 s. The filter has a significant effect on the response spectra, and particularly for the lower κ_0 value sites. For such sites, the method used by [Van Houtte et al. \(2011\)](#) will lead to overestimated κ_{0_AS} values. These considerations might explain the lack of trends observed with the κ_{0_AS} values of [Van Houtte et al. \(2011\)](#).

Given the frequency low-pass filter of the instrument and the large datasets, another more practical possibility to define the high frequency attenuation in our case consists of fitting the observed response spectra (real data or GMPE) with simulations based on the stochastic model, in a similar way to [Silva et Darragh \(1995\)](#), [Boore et Joyner \(1997\)](#), [Malagnini et al. \(2000\)](#), and [Biro et Renault \(2012\)](#). This method is based on the fact that when the input parameter κ_0 of the simulations increases, the maximum and the plateau end of the simulated acceleration response spectra are shifted to lower frequencies. Thus, a relationship between the input parameter κ_0 and a selected parameter describing the acceleration response spectrum shape at high frequencies can be defined. Then, this new parameter, describing the high frequency acceleration response

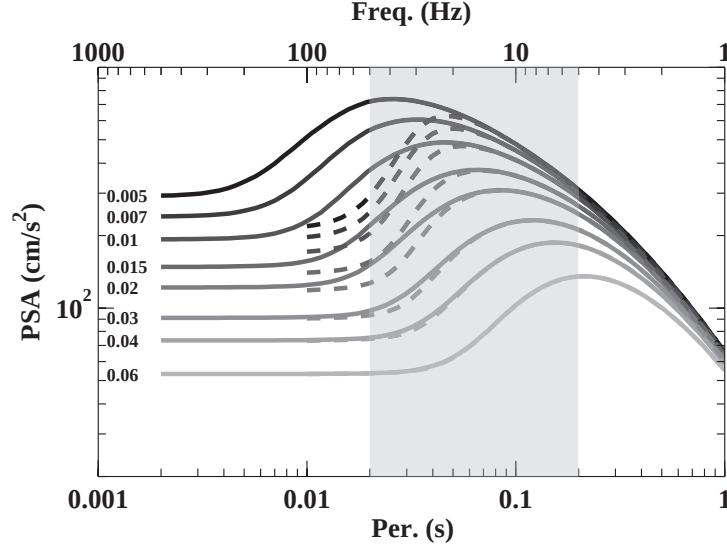


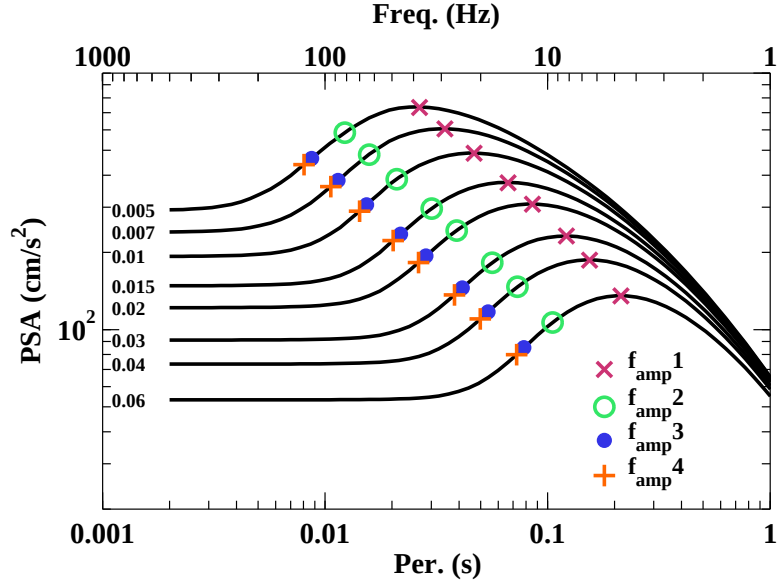
Figure 3.11 : Illustration of the effect of the Japanese instrument response characteristic on the simulated response spectra computed with SMSIM program for different κ_0 values. Comparison of the unfiltered (solid lines) and filtered (dashed lines) acceleration response spectra with magnitude=6, distance=20 km, $V_{S30}=800$ m/s, stress drop=80 bars, and sampling frequency of 100 Hz. The filter corresponds to a Butterworth filter with $f_{cut}=30$ Hz and $n=3$. The gray area corresponds to the frequency range of the κ_{0-AS} measurements of Van Houtte et al. (2011).

spectral shape, is obtained from the observed response spectra and finally, the observed κ_0 is derived from the theoretical relationship. This new κ_0 obtained from theoretical response spectra is called κ_{0_RESP} , in accordance with the suggestions of Ktenidou et al. (in press). Four frequency measures have been related to the input parameter κ_0 by Al Atik and Abrahamson (personal communication). These frequency definitions are given in Table 3.3. Figures 3.12a and b show these frequency measures on the simulated response spectra according to κ_0 in the unfiltered and filtered cases. When κ_0 decreases, all the f_{amp} measures appear to increase linearly in the unfiltered case while the f_{amp} measures appear to increase faster for the lower κ_0 values in the filtered case, and especially for the higher frequency f_{amp} measures. In the following, these four frequency measures will be tested and from the best parameter, κ_{0_RESP} will be assessed for the KiK-net and K-NET high V_{S30} sites.

Table 3.3 : Definitions of the different frequencies used to characterize κ_0 from the acceleration response spectra.

f_{amp1}	Geometric mean of the two frequencies corresponding to 5% spectral acceleration below the peak of the acceleration response spectrum and on both sides of the peak spectral acceleration.
f_{amp2}	Highest frequency that corresponds to a spectral acceleration of double the peak ground acceleration.
f_{amp3}	Highest frequency that corresponds to a spectral acceleration of: $\exp \left[\frac{\ln(SA_{peak}) + \ln(PGA)}{2} \right]$
f_{amp4}	Highest frequency that corresponds to a spectral acceleration of 1.5-times the peak ground acceleration.

(a)



(b)

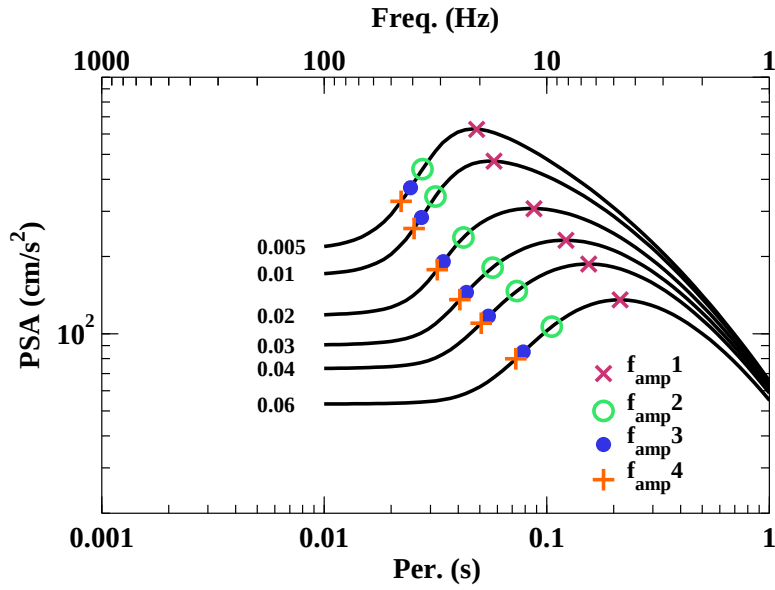


Figure 3.12 : κ_0 effects on stochastic simulations of the 5% damped pseudo-acceleration response spectrum, and the corresponding f_{amp} measures. The κ_0 values are indicated near to the corresponding spectrum. Simulated response spectra with magnitude=6, distance=20 km, $V_{S30}=800$ m/s, stress drop=80 bars, and sampling frequency of 100 Hz (a) without including the filter and (b) for the Japanese data; i.e. with a Butterworth filter with $f_{cut}=30$ Hz and $n=3$.

3.2.7.1 Toward a κ_0 - f_{amp} relationship specific to the Japanese dataset

Using the stochastic simulation method of [Boore \(2003\)](#) (the SMSIM program), we generated a large number of 5%-damped pseudo-acceleration response spectra for different input parameters. These parameters are summarized in Table 3.4. The other input parameters of the model are similar of those used by [Campbell \(2003\)](#) for western North America.

Table 3.4 : *Seismological parameters used in the stochastic models.*

Parameters	Tested values	References
$\Delta\sigma$	1, 10 and 100 bars 200 bars	Oth et al. (2010)
$Q(f) = Q_0 * f^N$	$Q_0=91$ and $N=0.64$ $Q_0=127$ and $N=0.61$ $Q_0=55$ and $N=0.77$ $Q_0=51$ and $N=0.82$	Oth et al. (2011a)
V_{S30}	500, 700, 900, 1100, 1300 m/s	Boore et Joyner (1997) , Cotton et al. (2006)
κ_0	0.002, 0.003, 0.004, 0.005, 0.006, 0.007, 0.008, 0.009, 0.01, 0.015, 0.02, 0.025, 0.03, 0.035, 0.04, 0.045, 0.05, 0.055, 0.06, 0.065, 0.07 and 0.075 s.	
M_W	4.5, 5.0, 5.5, 6.0 and 6.5	
Distances	5, 10, 20, 30, 40, 50 km	
Filter	with a Butterworth filter ($f_{max} = 30$ Hz and $n = 3$) and without	Kinoshita (1998)

First, the simulations were computed without and with the Japanese data filter mentioned in [Kinoshita \(1998\)](#), to examine the impact of this filter on the κ_0 measures. Figure 3.13 shows for each f_{amp} definition, the geometric mean of the resulting f_{amp} measures with respect to κ_0 in these two cases; i.e., with a Butterworth filter with a cut-off frequency of 30 Hz, and without this filter (Figure 3.13, black curves and green curves, respectively). It appears necessary to preserve the high-frequency content of the signal to develop κ_0 - f_{amp} relationships, and so to assess low κ_{0_RESP} values. If the data are filtered, the κ_0 - f_{amp} relationship must be defined on filtered simulations, because the filter has a strong impact on the spectral response at high frequencies, and thus on the determination of κ_0 .

We then checked that the various f_{amp} measures were mainly controlled by κ_0 , and not by the stress drop, quality factor, distances, moment magnitude, and V_{S30} . Figure 3.14 shows the variability part of the f_{amp1} measures from κ_0 and from the other input parameters as an example. All four f_{amp} measures are mainly controlled by κ_0 , and the variability from the other input parameters is four times lower.

Figure 3.15 also shows the geometric mean of the resulting f_{amp} measures with respect to κ_0 in the Japanese case, i.e., with the low-pass filter applied in the frequency domain. To compare the relationships obtained, the f_{amp} values were normalized to the same frequency value for $\kappa_0 = 0.075$ s. First, for the four f_{amp} measures, there is a linear relationship between $\ln(\kappa_0)$ and $\ln(f_{amp})$ for the higher κ_0 values. f_{amp1} is the measure for which there is a linear

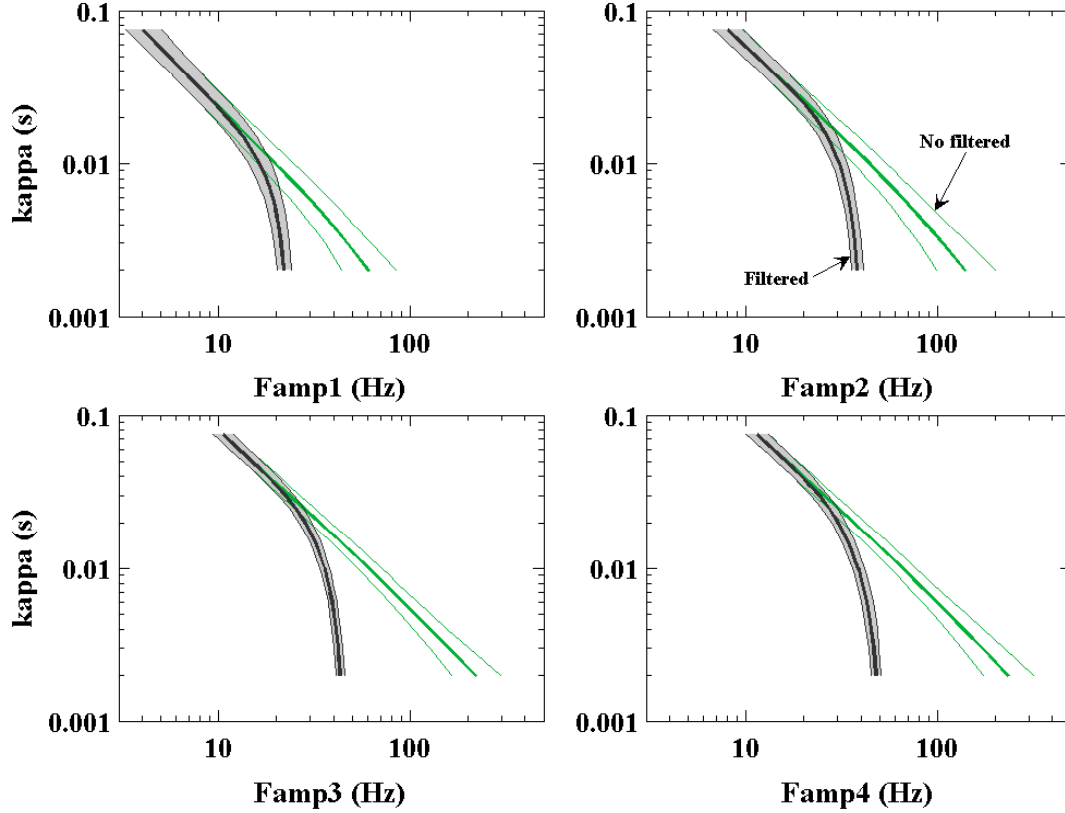


Figure 3.13 : f_{amp} measurements with respect to the κ_0 values used to compute the 5% damped pseudo-acceleration response spectra. The solid lines correspond to the geometric mean and the shading to the standard deviations (± 1 sigma). The parameters used to simulate the response spectra are summarized on Table 3.4. The sampling frequency was 100 Hz. The black curves correspond to simulations with a Butterworth filter ($f_{cut}=30$ Hz and $n=3$), and the green curves without the filter.

relationship on the widest range of κ_0 , i.e., from 0.075 s to 0.015 s. For the other measures, this linear relationship ends at $\kappa_0=0.025$ s for f_{amp2} , and at $\kappa_0=0.03$ s for f_{amp3} and f_{amp4} . The present study is focused on the analysis of rock-and-stiff-soil-motion data; i.e., data with relatively small κ_0 values, according to previous studies (e.g., Van Houtte *et al.*, 2011), and the κ_0 - f_{amp} relationship should determine the low κ_{0_RESP1} values for the hardest rocks. Therefore, f_{amp1} is chosen to assess κ_{0_RESP1} . We define a linear relationship between $\ln(f_{amp1})$ and $\ln(\kappa_0)$ for $f_{amp1} \leq 12$ Hz, and a logarithmic relationship for higher f_{amp1} . These relationships, which are valid only for Japan, $4.5 \leq M_W \leq 6.5$, $R_{RUP} \leq 50$ km and $500 \leq V_{S30} \leq 1300$ m/s, are the followings:

$$\ln(\kappa_0) = \begin{cases} -1.3224 \times \ln(f_{amp1}) - 0.73458 & \text{for } f_{amp1} \leq 12 \text{ Hz} \\ 0.84209 \times \ln[-\ln(f_{amp1}) + \ln(23)] - 3.65770 & \text{for } f_{amp1} > 12 \text{ Hz} \end{cases} \quad (3.7)$$

This logarithmic relationship allows the effects of the frequency low-pass filter applied to the Japanese dataset to be taken into account. We limit this relationship to $\kappa_0 \geq 5$ ms (i.e., about $f_{amp1} \leq 20$ Hz).

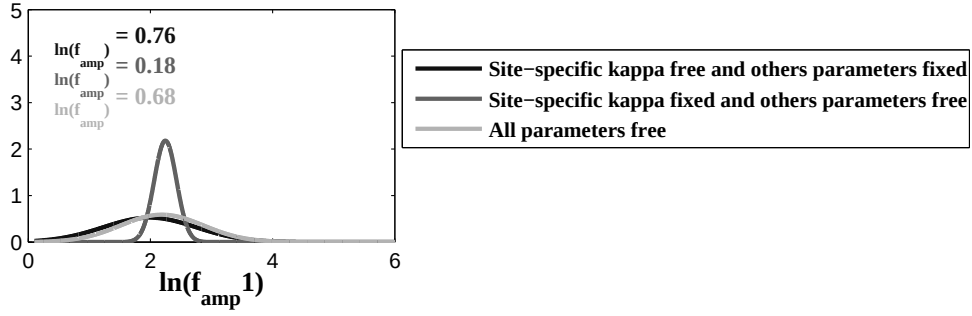


Figure 3.14 : Analysis of the variability of f_{amp1} measured from the simulated 5% damped pseudo-acceleration response spectra.

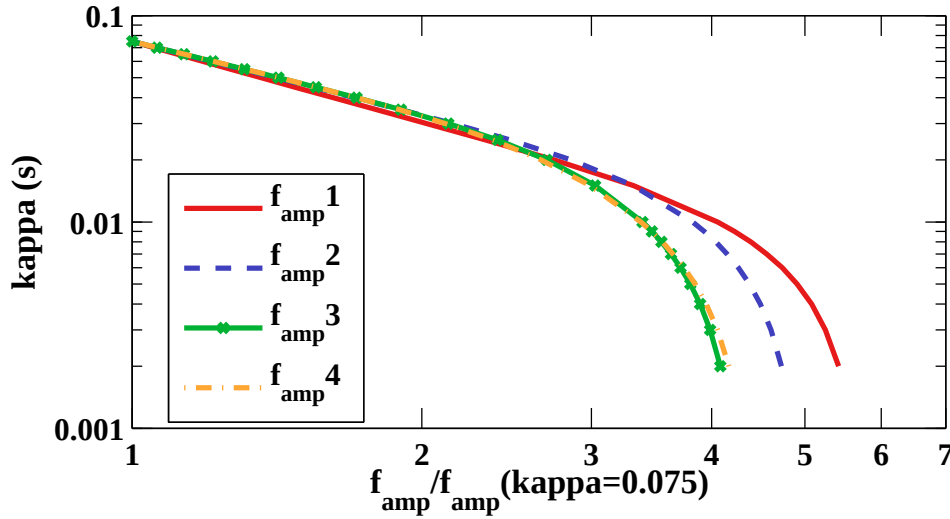


Figure 3.15 : Normalized geometric mean of f_{amp} measurements with respect to the kappa values used to compute the 5% damped pseudo-acceleration response spectra. The parameters used to simulate the response spectra are summarized on Table 3.4. The sampling frequency was 100 Hz and a Butterworth filter was used with $f_{cut}=30$ Hz and $n=3$.

3.2.7.2 Observed f_{amp1} measures for the Japanese dataset

f_{amp1} is computed on our Japanese high V_{S30} site dataset, on each record that validates the following criteria:

- Records with M_W greater than 4.5, to ensure that the source corner frequency is small enough to avoid any trade-off with the f_{amp1} measures (the κ_0 - f_{amp1} relationship is developed between 3 Hz and 20 Hz);
- Records with R_{RUP} less than 50 km to limit the distance dependence attenuation of the ground motion (in the Japanese case, the regional distance dependence of $\kappa(r)$ is low at a distances less than 50 km, [Van Houtte et al., 2011](#));
- Events and sites with a minimum of three records, to constrain the f_{amp1} values.

These f_{amp1} measurements are then associated with the respective sites by computing the geometrical mean. Finally, 53 sites within the 405 sites of our initial dataset are associated with an f_{amp1} measurement. The κ_{0_RESP1} values are inferred from Equation 3.7. Figure 3.16 shows

the example of the f_{amp1} computation for four sites. The *KMMH11* site is the one with the highest V_{S30} , but not also with the highest f_{amp1} . Figure 3.17 shows the distribution of the κ_{0_RESP1} values. The geometrical mean of these measures is 0.023 s and the standard deviation is 0.51. This sigma value is slightly smaller than the one from the simulations ($\sigma_{\ln(f_{amp1})} = 0.68$). Indeed, the difference might result from the limit of κ_0 values to values greater than 0.05 s, or from an overestimation of the input parameter variability of the simulations.

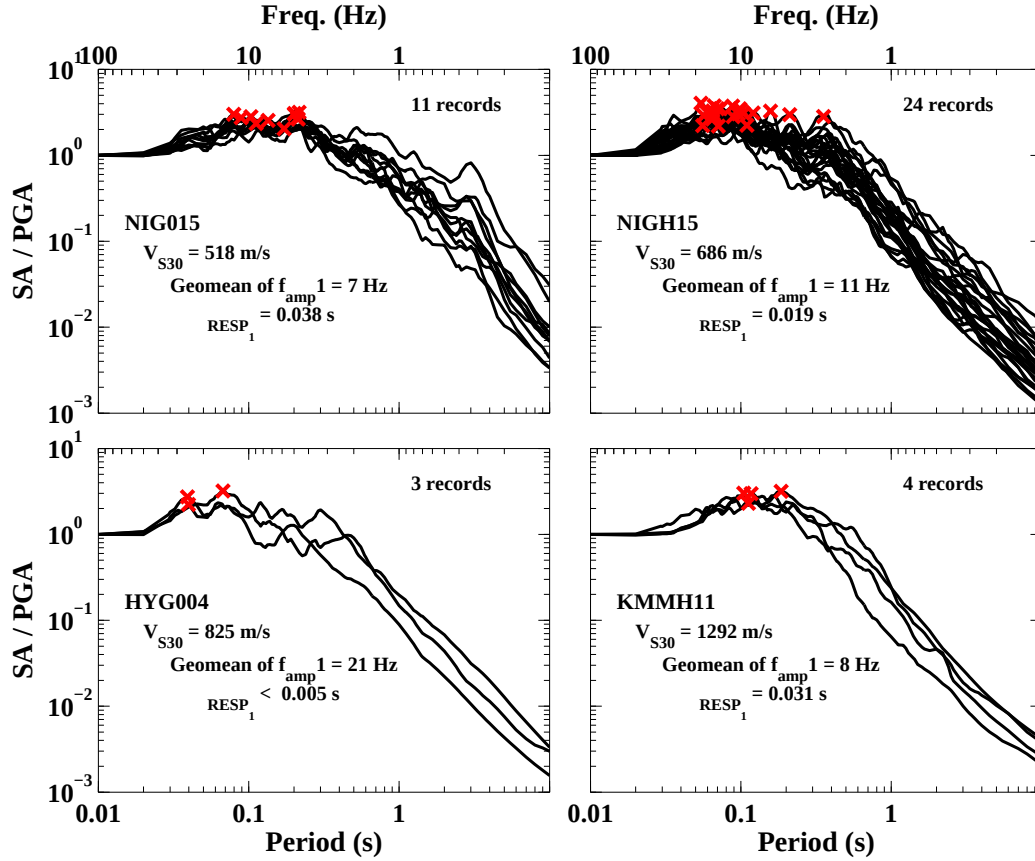


Figure 3.16 : Examples of the f_{amp1} computation on real data; i.e., geometric mean of the two horizontal components of the 5% damped acceleration response spectra. The red crosses represent the f_{amp1} for each spectrum.

3.2.7.3 Towards an empirical $SA(f)$ model with κ_{0_RESP1}

Intra-event residuals show a clear trend with κ_{0_RESP1} (Fig. 3.18 left) and the model overestimates the observations with high κ_{0_RESP1} values. This overestimation is largest at 0.06 s, with a deviation from the mean of 1.3. Therefore, we chose to integrate the κ_{0_RESP1} effect within the site function up to 0.20 s. This period limit also corresponds to a frequency that is known as f_E , above which $\kappa(r)$ usually measured on real data (Douglas *et al.*, 2010 reported f_E between 1 Hz and 10 Hz). The new site function has the following functional form:

$$F_{S_j(T)} = c_1(T) \cdot \ln(V_{S30_j}/800) + c_2(T) \cdot \kappa_{0_RESP1} \quad \text{for } T \leq 0.20 \text{ s} \quad (3.8)$$

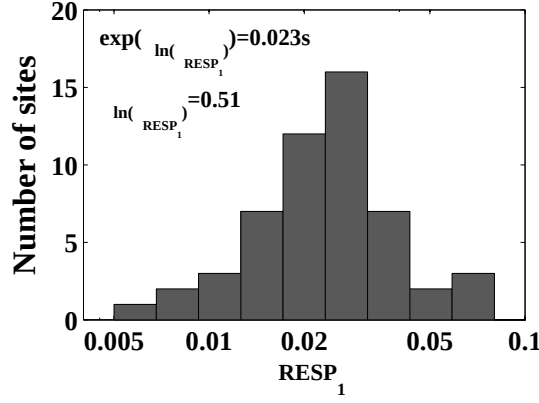


Figure 3.17 : Distribution of the κ_{0_RESP1} values estimated for the 53 Japanese sites.

The a_1 and c_2 regression coefficients were calculated from the records for which f_{amp1} was available; i.e., 701 records, 123 events and 53 sites. The resulting coefficients are given in Table 3.5.

Table 3.5 : Regression coefficients for the predicted model of the 5% damped acceleration response spectra (geometrical mean of the two horizontal components, g), including κ_{0_RESP1} .

Period (s)	a_1	c_2	ϕ	τ	σ
0.01	0.42164	-18.3175	0.6194	0.54418	0.82449
0.02	0.47616	-19.2284	0.61694	0.54421	0.82267
0.03	0.84226	-22.4259	0.60808	0.55389	0.82253
0.0384	1.2858	-26.3715	0.60226	0.55729	0.82054
0.0484	1.6516	-30.0391	0.60972	0.56265	0.82966
0.0582	1.8443	-32.3928	0.62191	0.56861	0.84266
0.0769	1.9681	-31.5784	0.66571	0.56683	0.87434
0.0844	1.8935	-30.6174	0.68027	0.5576	0.87959
0.097	1.6602	-25.134	0.6852	0.55441	0.8814
0.1167	1.2164	-14.4499	0.69951	0.53759	0.88222
0.1472	0.87951	-5.1709	0.72769	0.55255	0.9137
0.1691	0.67908	-0.45114	0.70159	0.567	0.90206
0.2036	0.36475	2.7129	0.66326	0.56717	0.8727

Figure 3.19 shows for a given scenario the predicted response spectra for different κ_{0_RESP1} values. The κ_{0_RESP1} effect is significant with the new empirical model (factor 4). For a typical scenario of moderate seismicity regions ($M_W = 6.0$ and $R_{RUP} = 20$ km), the PGA variation is around 100 cm/s^2 , between κ_{0_RESP1} of 0.005 s and κ_{0_RESP1} of 0.060 s. Here, the shift of the maximum spectral acceleration towards the low frequencies when κ_{0_RESP1} increases is significant.

Figure 3.18 (right) also shows the new intra-event residuals according to κ_{0_RESP1} . These residuals are well distributed and the intra-event variability is lower (Tables 3.2 and 3.5): at 0.06 s, the intra-event standard deviation goes from 0.71 to 0.62.

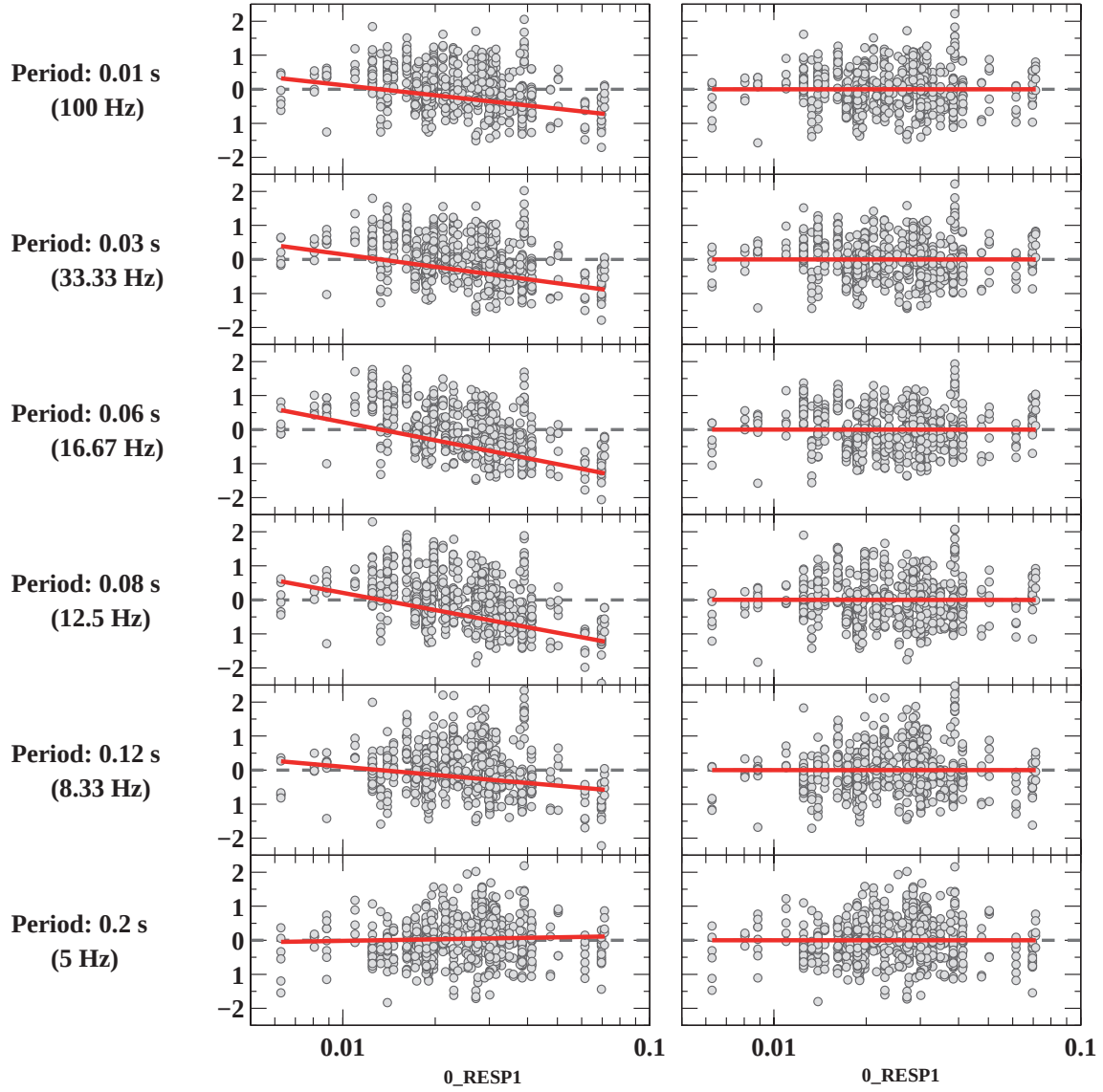


Figure 3.18 : *Intra-event residuals with respect to κ_{0_RESP1} at high frequencies. First, when the empirical model of the 5% damped acceleration response spectra does not take into account κ_{0_RESP1} (left), and secondly, when it includes κ_{0_RESP1} (right).*

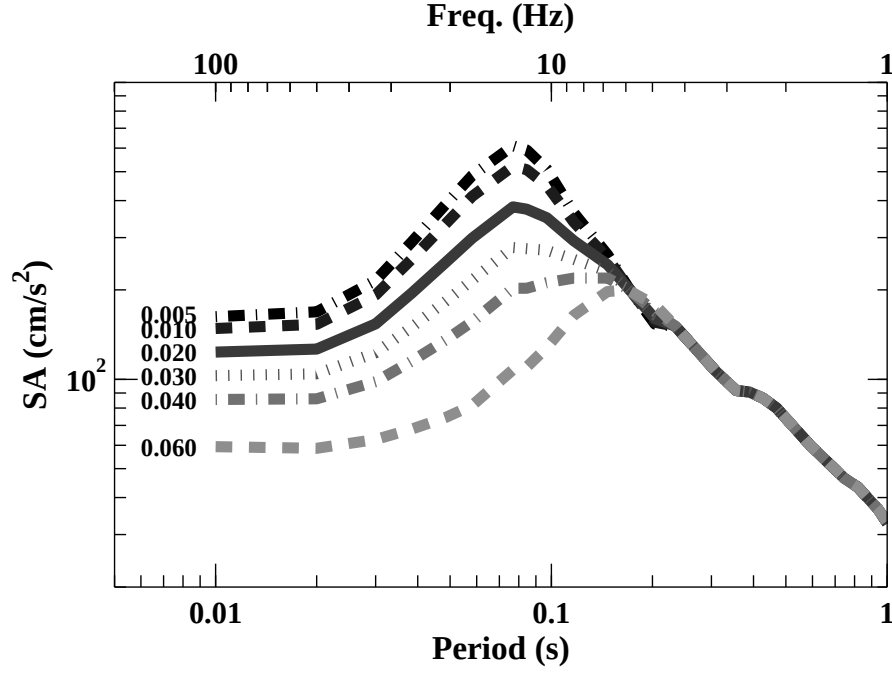


Figure 3.19 : New 5% damped acceleration response spectra prediction model plotted for different κ_{0_RESP1} values, a magnitude of 6, a distance of 20 km, and a V_{S30} of 800 m/s.

3.2.8 Conclusions

For seismic hazard analysis, a standard rock definition is a key issue (e.g., as a basis for hazard or amplification computations). Site response is basically controlled by the velocity profile and rock damping characteristics. In most studies, however, rock motion is defined in relation to the single proxy parameter " V_{S30} ".

A new and homogeneous active shallow crustal accelerometric dataset of ground motion records on high V_{S30} sites was built ($V_{S30} \geq 500$ m/s). This dataset consists of 2357 Japanese digital records. A new, rock and stiff-soil-specific, $SA(f)$ GMPE was derived using this new dataset. This new GMPE takes into account recent developments (analysis of both intra-variability and inter-variability, updated functional forms, including the scaling relations and V_{S30}). Our equation should be used only for predictor variables in these ranges: $4.5 \leq M_W \leq 6.9$; the limit of R_{RUP} is given by the [Kanno et al. \(2006\)](#) GMPE for a PGA threshold of 2.5 cm/s^2 , and finally, $500 \leq V_{S30} \leq 1500$ m/s. The intra-event standard deviation is stronger than that derived in other regions, which confirms that the Japanese sites might be more heterogeneous than the European and Californian sites.

The empirical soft-rock-to-rock site function obtained has a "step-function", like for previous studies. The comparison with simulated site functions shows that the "rock"-site response is not only dependent on V_{S30} , but also takes into account part of κ_0 . The empirical ratio form is roughly similar to the simulated ratio, incorporating a V_{S30} - κ_0 relationship with a strong dependency on the two parameters. This site coefficient analysis of the $SA(f)$ confirms the dependency of "rock" amplifications on both V_{S30} and κ_0 , and the need to take into account

both of these parameters for rock-site adjustments.

The integration of the site-specific κ_0 effect in the empirical model appears essential to more accurately describe the rock-and-stiff-soil-site function. Indeed, the simulations show that κ_0 variations produce large ground-motion differences. The κ_{0_AS} estimates of Van Houtte *et al.* (2011) were biased by the frequency low-pass filter of the instrument, and along with the very large volume of data, which is why we used an alternative method to evaluate the site-specific κ_0 . The stochastic ground-motion simulations show that the site-specific κ_0 controls the frequency corresponding to the maximum response spectral acceleration (f_{amp1}). Thus, we can use theoretical κ_0 - f_{amp1} relationships derived from simulations to define κ_{0_RESP1} for our data. Finally, we include κ_{0_RESP1} explicitly as a term in the GMPE for periods below 0.2 s, to improve the prediction of the spectral acceleration at high frequencies, and to reproduce large spectral amplitude variations due to κ_0 differences.

We believe that the explicit inclusion of the site-specific κ_0 in the formulation of future GMPEs will help responses at high frequencies to be better described. However, such an improvement is currently limited by the lack of a physical understanding of the origins of this parameter, by the lack of consensus of a robust measurement method and the fact that instrumentation characteristics may filter high frequency motions on low kappa sites. The recommendations of Ktenidou *et al.* (2013), for instance, can lead to a more robust estimate of κ_0 in the original manner of Anderson *et al.* (1984). Several studies have linked the site-specific κ_0 with V_{S30} , although these correlations showed large variability, and thus it is not recommended to use κ_0 from these correlations (Ktenidou *et al.*, in press). An alternative site-specific κ_0 estimate is proposed in the present study (κ_{0_RESP1}). However, enough records are needed to characterize it for the given rock site, and these need to come from short distances, to eliminate path effects and regional attenuation, and from large enough magnitudes, to ensure that source and corner frequency effects do not enter the computation.

Data and ressources

Accelerograms and geotechnical data from KiK-net and K-NET networks are available at <http://www.k-net.bosai.go.jp/> (last accessed January 2012). The moment magnitude and hypocentral locations have been provided by the F-net network at <http://www.fnet.bosai.go.jp/freesia/top.php?LANG=en> (last accessed January 2012). Figure 1 was made using Generic Mapping Tools v.3.4 (www.soest.hawaii.edu/gmt, last accessed August 2010; Wesel and Smith, 1998). We used the SMSIM v.3.23 program package provided by Dave Boore (USGS).

Acknowledgement

This research was supported by the French Atomic Agency (CEA) and the Institut Laue Langevin through the CASHIMA-SIGMA project. Discussions during the CASHIMA-SIGMA project and the Pegasos Refinement Project have been very useful and shaped some of the ideas

developed in this paper. Specific thanks go to Norm Abrahamson, Linda Al Atik, Pierre-Yves Bard, Véronique Caillot and Franck Scherbaum. We are indebted to the National Research Institute for Earth Science and Disaster Prevention (NIED), Japan, for providing the data for this analysis and Hadi Ghasemi for providing the fault plane models. We have benefited from the experience of Adrian Rodriguez, Gonzalo Montalva, Sinan Akkar and Abdullah Sandikkaya regarding the regression procedure. We thank Adrien Oth and an anonymous reviewer for their critical reviews. Their comments and suggestions, together with those of Associate Editor H. Kawase, contributed appreciably to a major improvement of the article.

Prédiction du mouvement sismique « au rocher » à partir d'une méthode stochastique non stationnaire semi-empirique incluant des bases sismologiques

4.1	Introduction	140
4.2	La méthode stochastique semi-empirique non stationnaire de Pousse <i>et al.</i> (2006)	141
4.2.1	Les bases théoriques de la méthode stochastique semi-empirique non stationnaire de Pousse <i>et al.</i> (2006)	141
4.2.2	Limites de la méthode de Pousse <i>et al.</i> (2006)	147
4.3	Les nouveautés apportées à la méthode stochastique non stationnaire semi-empirique	151
4.3.1	Une meilleure prédiction des paramètres du mouvement sismique au rocher à partir de la nouvelle base de données japonaise	151
4.3.1.1	Intensité d'Arias	152
4.3.1.2	Durée significative relative, D_{SR}	158
4.3.1.3	Caractérisation de la non stationnarité du mouvement sismique à partir de la fréquence centrale, $F_C(t)$	162
4.3.1.3.1	Apports des études antérieures	162
4.3.1.3.2	Caractérisation théorique de l'évolution du comportement fréquentiel au cours du temps.	166
4.3.1.3.3	Détermination de la fréquence centrale au cours du temps à partir de la nouvelle base de données japonaise	168
4.3.1.3.4	Vers des modèles de prédiction empiriques des paramètres A et B décrivant $F_C(t)$	177
4.3.2	Une meilleure prise en compte de la non stationnarité	180

4.3.3	Une meilleure prise en compte de la variabilité	184
4.3.4	Une adaptation de l'enveloppe temporelle	189
4.3.5	Synthèse des étapes de calcul du nouveau programme de simulations stochastiques non stationnaires	191
4.4	Caractéristiques des accélérogrammes synthétiques générés avec la nouvelle méthode stochastique non stationnaire	191
4.4.1	Représentation des distributions des indicateurs du mouvement sismique	193
4.4.1.1	Accélérogrammes synthétiques générés à partir de distributions complètes	193
4.4.1.2	Synthétiques générés à partir de distributions tronquées à $\pm\epsilon\sigma$	193
4.4.2	Comparaison des accélérogrammes synthétiques avec des signaux réels .	193
4.4.3	Effets de V_{S30} sur les simulations	198
4.5	Conclusions et discussion	202

4.1 Introduction

Les équations de prédiction empiriques, discutées au chapitre précédent, permettent de caractériser pour un scénario et un site donnés un indicateur du mouvement sismique, comme par exemple le spectre de réponse en accélération. Toutefois, dans de nombreuses applications du génie parasismique, des traces temporelles du mouvement sismique sont requises. Parmi les méthodes énoncées au chapitre 1, les méthodes stochastiques présentent l'avantage d'utiliser peu de paramètres en entrée du calcul (e.g., pas de connaissance détaillée du processus de rupture), d'être rapides d'exécution et de générer des traces temporelles reproduisant la variabilité attendue des mouvements sismiques. On peut séparer ces méthodes stochastiques en deux catégories principales : les méthodes incluant des bases physiques de la sismologie (e.g., Boore, 1983, 2003) et des méthodes produisant des accélérogrammes compatibles avec un spectre de réponse cible (e.g., Gasparini et Vanmarcke, 1976). Le développement récent des bases de données accélérométriques a constitué une forte motivation pour perfectionner ces méthodes, puisque les nouvelles données disponibles aident à améliorer la calibration des paramètres du mouvement sismique (e.g., durée, intensité d'Arias, fréquence centrale), utilisés comme paramètres d'entrée aux simulations (e.g., Alamilla *et al.*, 2001; Pousse *et al.*, 2006; Rezaeian et Der Kiureghian, 2010). Le développement de ces méthodes semi-empiriques, c'est à dire des méthodes stochastiques intégrant des modèles de prédiction empiriques, a permis d'améliorer deux limites principales des méthodes stochastiques classiques : 1. la non prise en compte de la variabilité et 2. le caractère stationnaire des prédictions (absence de variation du contenu fréquentiel du signal au cours du temps). En effet, les méthodes de prédiction empiriques fournissent, pour un scénario et un site donnés, la prédiction de la médiane d'un paramètre du mouvement du sol mais aussi toute sa distribution. Il est ainsi possible de tirer aléatoirement les paramètres du mouvement du sol au sein de leur distribution, ce qui permet de reproduire la variabilité des mouvements sismiques. Deuxièmement, il est possible de caractériser empiriquement le caractère non stationnaire du

mouvement sismique, via des paramètres tels que la fréquence centrale ou le calcul du nombre de passages en zéro.

Dans cette partie, nous avons choisi d'améliorer la méthode stochastique semi-empirique non stationnaire développée par Pousse *et al.* (2006). Cette méthode présente l'avantage par rapport aux autres méthodes semi-empiriques non stationnaires de définir le spectre de Fourier à partir des bases physiques de la sismologie alors que les autres méthodes visent à obtenir des définitions de spectre compatibles à un spectre de réponse réglementaire. Cette méthode utilise aussi une enveloppe temporelle réaliste et permet de générer une population de traces temporelles pour un scénario donné. Les paramètres d'entrée sont simples comme dans le cas des modèles de prédiction empiriques, c'est à dire la magnitude de moment, la distance entre la source et le site, les conditions de site définies à partir de V_{S30} .

Dans ce chapitre, nous commencerons par décrire la méthode développée par Pousse *et al.* (2006) et particulièrement les points à améliorer dans cette méthode. Dans un second temps, nous discuterons les évolutions apportées à la méthode de Pousse *et al.* (2006). Nous verrons que nous avons tout d'abord cherché à développer de nouveaux modèles de prédiction empiriques afin de caractériser les indicateurs du mouvement sismique tels que l'intensité d'Arias (énergie du signal), la durée significative relative (durée de phase forte) et la fréquence centrale (caractère non stationnaire des signaux). Ces modèles empiriques prendront en considération les développements récents de tels modèles de prédiction (prise en compte de la variabilité inter et intra événements, considération des lois d'échelle entre petits et gros séismes, site caractérisé par une fonction continue de V_{S30}). Une attention particulière sera portée sur le paramètre caractérisant la non stationnarité qui a été très peu étudié jusqu'à présent. Ensuite, on s'intéressera tout particulièrement à l'adaptation du modèle de Pousse *et al.* (2006) afin de mieux décrire les variations du contenu fréquentiel au cours du temps et mieux prendre en compte la variabilité des mouvements sismiques dans ce modèle. L'enveloppe temporelle sera aussi adaptée afin d'avoir des formes d'ondes réalistes dans le cas des scénarios extrêmes (champ très proche et champ lointain). Ensuite, les traces temporelles synthétiques et leurs caractéristiques déduites seront présentées et comparées avec les distributions des modèles de prédiction empiriques ainsi qu'avec des données réelles. Nous terminerons par une discussion autour des améliorations futures possibles de cette nouvelle méthode stochastique.

4.2 La méthode stochastique semi-empirique non stationnaire développée par Pousse *et al.* (2006)

4.2.1 Les bases théoriques de la méthode stochastique semi-empirique non stationnaire de Pousse *et al.* (2006)

La méthode stochastique non stationnaire semi-empirique incluant des bases sismologiques développée par Pousse *et al.* (2006) a pour fondement la méthode stochastique stationnaire de

Gasparini et Vanmarcke (1976). Cette méthode repose sur le principe qu'une fonction périodique peut être décomposée en une série de sinus ou cosinus, telle que :

$$x(t) = \sum_{n=1}^N C_n(t) \cos(n2\pi df t + \varphi_n) \quad (4.1)$$

$$\text{avec} \quad C_n(t) = \sqrt{2PS(t, f_n)df} \quad (4.2)$$

où $x(t)$ correspond à l'accélérogramme simulé en cm/s^2 , φ_n à la phase aléatoire qui est distribuée uniformément entre $-\pi$ et π , et $PS(t, f)$ décrit la densité spectrale de puissance définie en chaque pas de temps (spectrogramme). Sabetta et Pugliese (1996) supposent que $PS(t, f)$ peut être factorisée comme suit :

$$PS(t, f) = PS_t(f).Pa(t) \quad (4.3)$$

où $PS_t(f)$ représente la densité spectrale de puissance pour chaque temps t , et $Pa(t)$ l'enveloppe temporelle, c'est à dire l'amplitude du signal en chaque temps. La factorisation nécessite que $PS_t(f)$ et $Pa(t)$ suivent un modèle basé sur des densités de probabilité de forme logarithmique. La densité spectrale de puissance $PS(t, f)$ peut être définie de différentes manières. Pousse et al. (2006) distinguent leurs travaux de ceux de Sabetta et Pugliese (1996) notamment en incluant des bases sismologiques dans la définition de cette fonction.

➤ Description du contenu fréquentiel, $PS_t(f)$:

Dans la méthode de Sabetta et Pugliese (1996), la densité spectrale de puissance est assimilée à une distribution log-normale, dont les propriétés peuvent être reliées à la définition des moments spectraux (voir chapitre 1 section 1.1.4). Dans leur définition, l'espérance mathématique de la distribution log-normale correspond à la fréquence centrale (F_C) et la variance à la dispersion autour de cette fréquence centrale (F_b). Un des défauts de l'utilisation de cette distribution logarithmique provient d'une sous-estimation du contenu fréquentiel en accélération à basses fréquences par rapport à un spectre défini suivant la taille du séisme, c'est à dire défini à partir du modèle de Brune. C'est pourquoi, Pousse et al. (2006) modifient cette distribution log-normale et incluent à la place un spectre source considérant les bases de la sismologie, semblable à celui utilisé par Boore (2003). Ce spectre suit un modèle en ω^2 et est modélisé ainsi :

$$S(f) = \frac{(2\pi f)^2}{1 + (f/f_c)^2} \quad (4.4)$$

où f_c est la fréquence coin définie comme :

$$\log_{10}(f_c) = 1.341 + \log_{10}(\beta \times \Delta\sigma^{1/3}) - 0.5M_W \quad (4.5)$$

où $\Delta\sigma$ représente la chute de contrainte en bars, M_W la magnitude de moment, et β la vitesse des ondes de cisaillement en km/s . Pousse et al. (2006) remplacent la distribution log-normale

de Sabetta et Pugliese (1996) par la fonction :

$$PS_t(f) = \frac{S(f)}{\max\{S(f)\} \times \sqrt{1 + [f/F_{C_t}]^8}} \times \exp(-F_{C_t}) \quad (4.6)$$

Cette fonction prend en compte la non stationnarité par la variation de la fréquence centrale au cours du temps ($F_C(t)$). Pousse *et al.* (2006) corrigent le manque de basses fréquences en considérant la fréquence coin par rapport à la définition logarithmique du spectre de Fourier utilisée par Sabetta et Pugliese (1996), comme on peut l'observer à la figure 4.1.

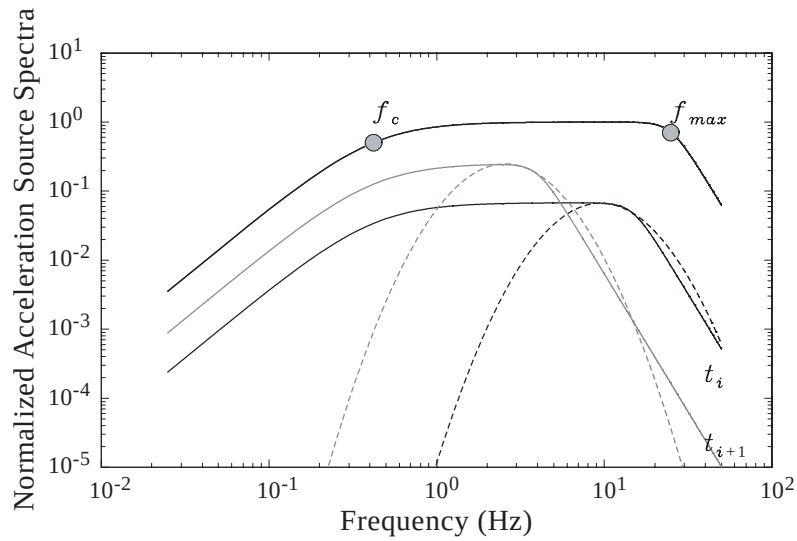


Figure 4.1 : Comparaison de la définition de la densité spectrale de puissance normalisée décrite par Sabetta et Pugliese (1996) (fonctions log-normales, en pointillés) et celle décrite par Pousse *et al.* (2006) (fonctions relatives à la taille de l'événement sismique, en traits pleins). Les fonctions sont représentées pour deux temps différents, t_i en noir et t_{i+1} , en gris. La fréquence centrale diminuant au cours du temps, on remarque le décalage des spectres vers les basses fréquences entre le temps t_i et t_{i+1} . Le spectre du haut représente la fréquence coin et la fréquence maximale pour donner une référence visuelle. D'après Pousse *et al.* (2006).

⇨ Description de l'enveloppe temporelle, $Pa(t)$:

Dans la littérature, différentes enveloppes temporelles ont été définies. Ces enveloppes suivent généralement une distribution gamma (e.g., Saragoni et Hart, 1974; Boore, 2003) ou une distribution log-normale (e.g., Sabetta et Pugliese, 1996; Stafford *et al.*, 2009a). Seule l'enveloppe temporelle de Pousse *et al.* (2006) représente l'arrivée des ondes P, des ondes S et de la coda. Les ondes P et S sont modélisées par deux distributions log-normales de moyennes μ_P et μ_S et d'écarts-types σ_P et σ_S , respectivement. La distribution log-normale de l'onde S est tronquée de manière à simuler la décroissance exponentielle de la coda. Pousse *et al.* (2006) modélisent

l'enveloppe temporelle ainsi :

$$Pa(t) = \frac{C}{25} \times \frac{1}{t\sqrt{2\pi}\sigma_P} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma_P^2}(\ln(t) - \mu_P)^2\right) + \frac{24.C}{25} \times \begin{cases} \frac{1}{t\sqrt{2\pi}\sigma_S} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma_S^2}(\ln(t) - \mu_S)^2\right) & t \leq T_{coda} \\ \frac{A}{t+T} \exp\left(-\frac{2\pi f_Q(t+T)}{Q_C}\right) & t \geq T_{coda} \end{cases} \quad (4.7)$$

Dans cette équation, C est en cm^2/s^3 et correspond approximativement à l'intensité d'Arias, IA , mais sans la normalisation par $\pi/2g$, et ainsi $Pa(t)$ est en cm^2/s^4 . Le premier terme de l'équation modélise les ondes P, le second les ondes S et le troisième la coda. Cette équation est développée pour un modèle de point source en champ lointain (voir équation 1.6), d'où les coefficients $1/25$ et $24/25$ pour caractériser la répartition de l'énergie des ondes P et S, respectivement. L'enveloppe temporelle est présentée à la figure 4.2 avec les différentes définitions des paramètres. L'arrivée de l'onde S est définie en fonction de la différence de temps d'arrivée entre ondes P et ondes S ($ts - tp$), dans le cas où on attribue une vitesse d'onde P de 7 km/s et une vitesse d'onde S de 3.5 km/s. Les paramètres T_P , T_S , T_C , T_{TOT} , σ_P et σ_S ont été calibrés de manière empirique sur les données japonaises disponibles jusqu'en 2004. Les paramètres μ_P et μ_S sont obtenus à partir des modes des distributions log-normales T_P et T_S , respectivement. Les constantes T et A de l'équation 4.7 sont fixées de manière à respecter la condition de continuité de la définition de l'enveloppe temporelle et de sa dérivée à $t = T_{coda}$.

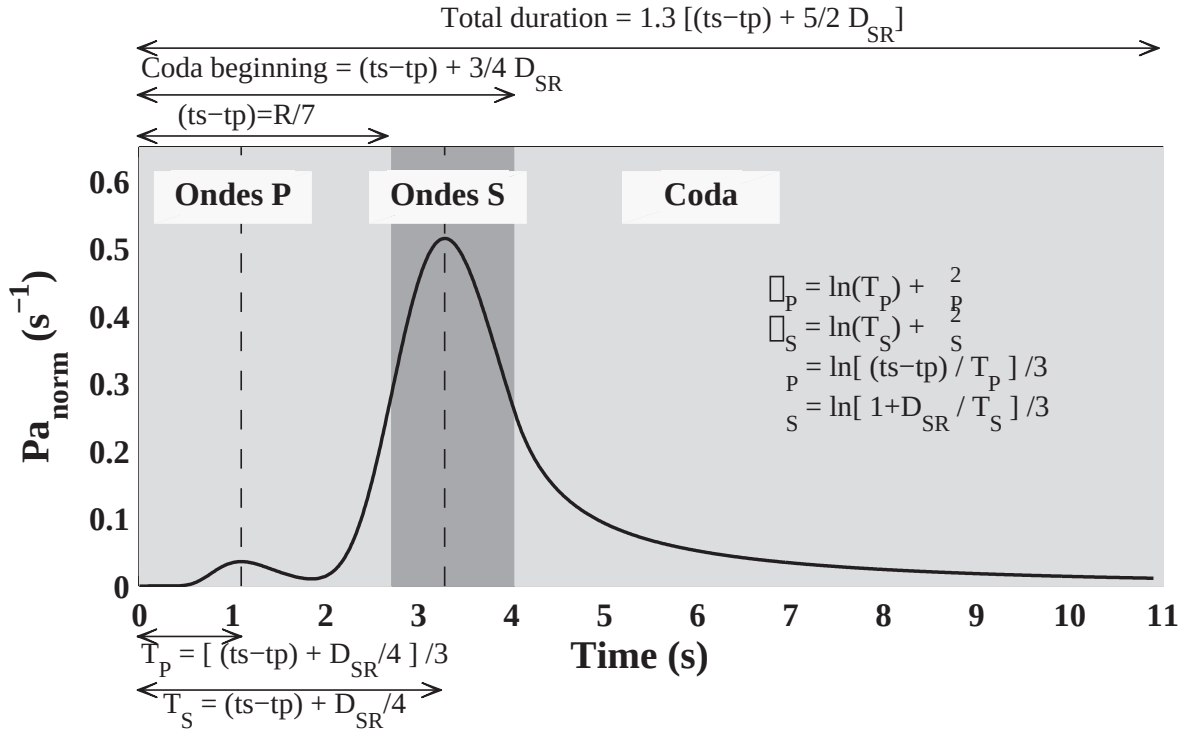


Figure 4.2 : Illustration de l'enveloppe temporelle décrite par Pousse et al. (2006). Exemple dans le cas d'un scénario de $M_W=5.7$, $R_{RUP}=19$ km et un site de classe EC8 A.

⇒ **La prise en compte de la variabilité :**

Afin de générer une population de traces temporelles dont la source de variabilité est autre que celle de la phase seule, Pousse *et al.* (2006) proposent une exploration de Monte Carlo des différentes distributions des paramètres d'entrée de la méthode jusqu'à une valeur $\epsilon\sigma$ choisie par l'utilisateur. Les distributions explorées sont les distributions normales du logarithme de l'intensité d'Arias, du logarithme de la durée relative significative, des paramètres A et B décrivant la fréquence centrale et les distributions uniformes de la chute de contrainte ($\Delta\sigma$), de la forme de l'enveloppe (k), des paramètres définissant le facteur de qualité ($Q_C = Q_0 f_Q^N$) et de la phase. Toutefois, chacun de ces paramètres est exploré indépendamment les uns des autres. C'est pourquoi dans certains cas, la combinaison de certaines valeurs issues de ces différentes distributions entre elles, et particulièrement des valeurs aux limites des distributions, peut produire des accélérogrammes synthétiques irréalistes pour le scénario simulé.

⇒ **Synthèse des étapes de calcul de la méthode stochastique non stationnaire de Pousse *et al.* (2006) :**

La figure 4.3 présente les différentes étapes de programmation de la méthode stochastique non stationnaire de Pousse *et al.* (2006). Cette figure reprend les points discutés précédemment. Une étape de contrôle permet de valider l'accélérogramme synthétique (étape 5 de la figure 4.3). À cette étape, une condition contrôle si les paramètres clés déduits de l'accélérogramme synthétique, c'est-à-dire le maximum de l'accélération, l'intensité d'Arias et la durée relative significative sont compris dans les distributions données par les modèles empiriques définis par Pousse *et al.* (2006) de chacun de ces indicateurs à $\pm\epsilon\sigma$. Cette étape de contrôle est nécessaire pour plusieurs raisons. Tout d'abord, d'après les définitions des moments spectraux introduites à la section 1.1.4 et les hypothèses relatives à la factorisation réalisée dans l'étude de Sabetta et Pugliese (1996) de $PS(t, f)$, l'aire de la fonction de densité spectrale $PS(t, f)$ doit être égale à l'intensité d'Arias. Initialement, dans la méthode de Sabetta et Pugliese (1996) où $PS_\tau(f)$ et $[Pa(t)/IA]$ sont décrits par des fonctions logarithmiques, pour lesquelles par définition l'aire vaut l'unité, l'aire de $PS(t, f)$ est équivalente à l'intensité d'Arias. Par contre dans l'étude de Pousse *et al.* (2006), les deux fonctions $PS_\tau(f)$ et $[Pa(t)/IA]$ sont plus complexes. L'enveloppe temporelle $Pa(t)$ n'est plus représentée par une simple distribution log-normale mais par plusieurs fonctions distinctes : une distribution log-normale pour les ondes P et une distribution log-normale pour les ondes S qui est tronquée par une fonction exponentielle modélisant les ondes de la coda. De part cette définition, l'aire de l'enveloppe temporelle normalisée par l'intensité d'Arias $[Pa(t)/IA]$ n'est pas équivalente à 1. Dans le cas de la définition de la densité spectrale à un instant donné $PS_\tau(f)$, la définition de Pousse *et al.* (2006) ne donne pas une aire égale à l'unité. Les écarts de ces deux définitions, $PS_\tau(f)$ et $[Pa(t)/IA]$, avec une aire équivalente à 1 vont varier d'un tirage à l'autre en fonction des paramètres tirés aléatoirement à l'étape 2 de la figure 4.3. De plus, les distributions de chaque paramètre sont explorées indépendamment l'une de l'autre, pouvant pour certains tirages amplifier ces écarts. De ce fait, les paramètres du mouvement sismique des accélérogrammes simulés ne correspondent pas aux paramètres du mouvement sismique tirés aléatoirement au sein des distributions des modèles de prédiction em-

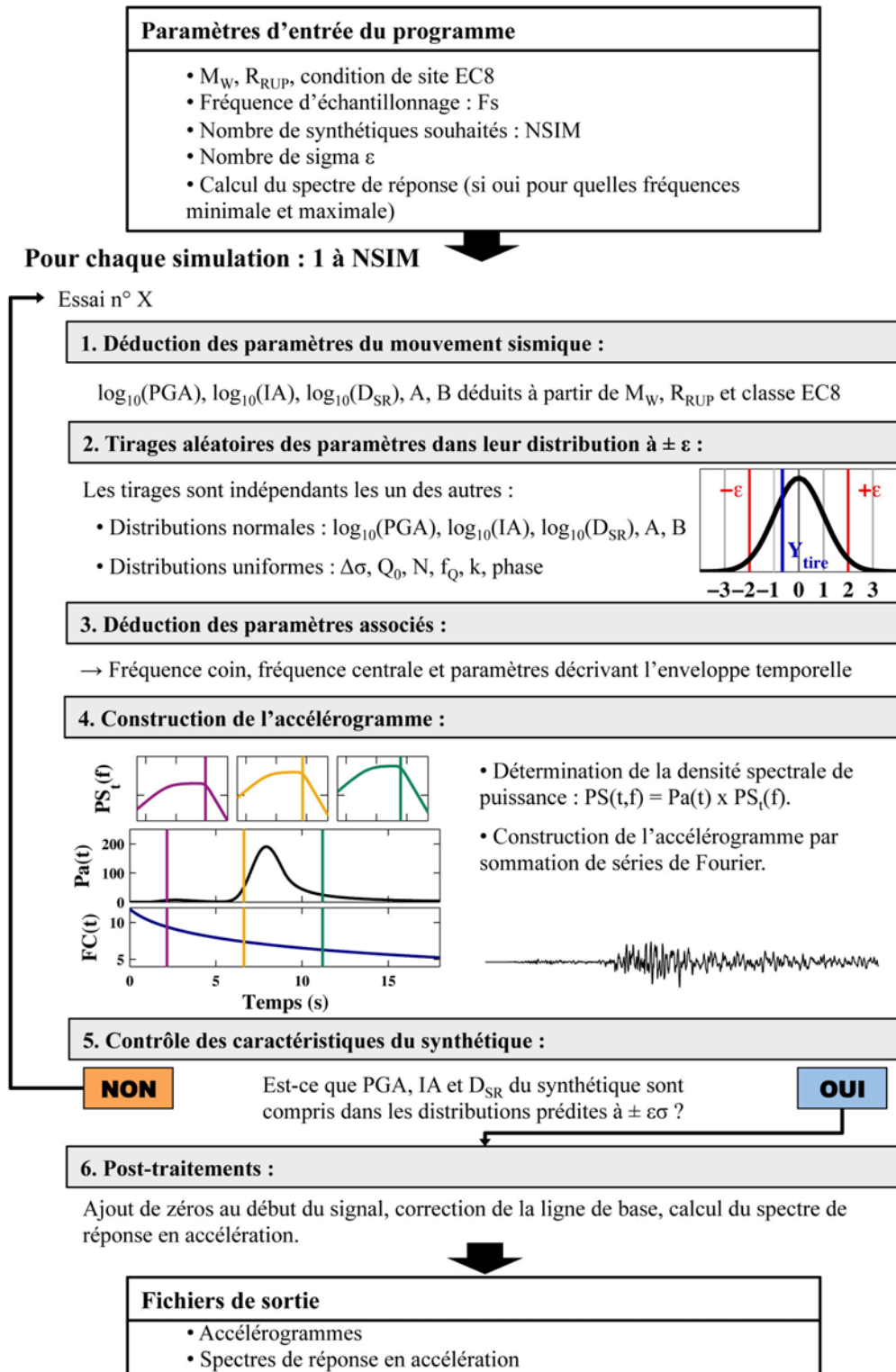


Figure 4.3 : Description schématique des différentes étapes du programme de simulation stochastique non stationnaire développé par Pousse et al. (2006).

piriques. Ces différentes raisons imposent un contrôle des caractéristiques des accélérogrammes de sortie. Ainsi, un certain nombre d'essais peut être réalisé avant d'obtenir un accélérogramme respectant les conditions de contrôle.

4.2.2 Limites de la méthode de Pousse *et al.* (2006)

Quatre points pouvant être améliorés sont évoqués dans l'article de Pousse *et al.* (2006) :

- Les formes fonctionnelles utilisées ne prennent pas en considération les lois d'échelle entre petits et gros séismes discutées au chapitre 1 à la section 1.2.1.
- Le site est décrit en fonction des classes de site EC8 dans les formes fonctionnelles alors que dans le cas japonais il pourrait facilement être décrit à partir d'une fonction continue de V_{S30} .
- Les formes fonctionnelles associées aux paramètres décrivant le caractère non stationnaire du mouvement sismique sont considérées comme étant trop simples. Ces formes fonctionnelles n'ont pas été définies à partir de bases théoriques.
- L'enveloppe temporelle a été définie à partir de paramètres calibrés par des tests d'essais et erreurs sur le jeu de données japonais, notamment les paramètres T_P , T_S , T_C , T_{TOT} , σ_P et σ_S . Il a par exemple été choisi arbitrairement que le temps correspondant à la valeur dominante (ou mode mathématique) de la distribution des ondes de compression soit égal à 1/3 de celui des ondes de cisaillement. L'enveloppe temporelle étant calibrée sur les données japonaises, cet étalonnage n'est pas forcément approprié à une autre région.

D'autres limites, non évoquées dans l'article originel, ont été mises en évidence lors d'applications pratiques :

- L'amplitude spectrale en accélération simulée surestime les amplitudes prédites empiriquement à basses fréquences. La figure 4.4 présente une comparaison des spectres de réponse prédits avec des spectres de réponse simulés pour trois scénarios différents. On peut remarquer que les spectres de réponse simulés sont systématiquement supérieurs aux spectres de réponse prédits plus un écart-type pour des périodes supérieures à 1 s (soit inférieures à 1 Hz). Cette surestimation est davantage visible dans une représentation log-log des spectres de réponse. Cette surestimation du contenu fréquentiel à basses fréquences est un problème lorsque les applications nécessitent l'intégration des traces temporelles en accélération à des traces temporelles en vitesse et/ou en déplacement. Des amplitudes irréalistes sont alors observées sur ces traces en vitesse et déplacement. À la figure 4.5, le spectre de Fourier théorique en oméga carré comme défini par Boore (1983) est comparé avec le spectre de Fourier simulé. On observe une surestimation du contenu fréquentiel à la fois à basses fréquences et à hautes fréquences par rapport au spectre de Fourier théorique. Ceci suggère que le problème de surestimation des basses fréquences est principalement lié à la définition de la densité spectrale en un instant donné $PS_\tau(f)$ choisie.

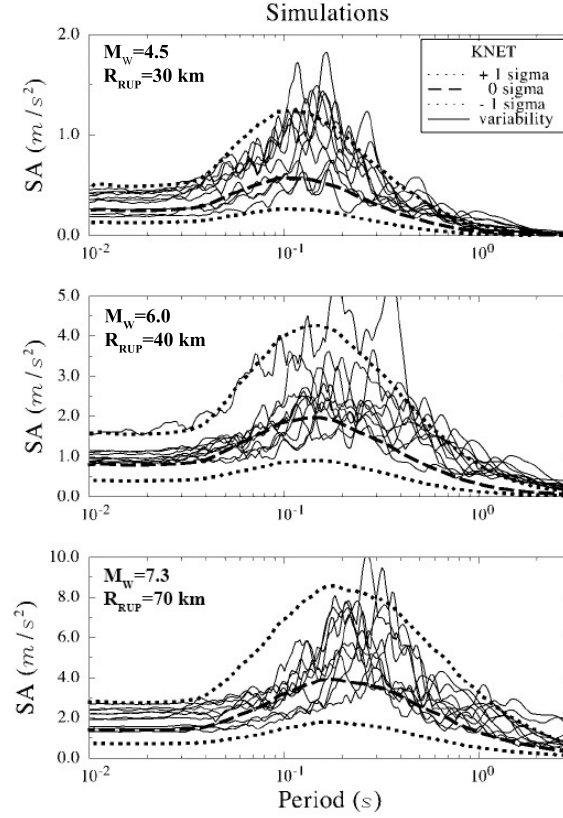


Figure 4.4 : Illustration de la surestimation des basses fréquences du contenu fréquentiel des synthétiques obtenus à partir de la méthode stochastique semi-empirique non stationnaire de [Pousse et al. \(2006\)](#). Les spectres de réponse déduits des accélérogrammes synthétiques générés par la méthode originelle de [Pousse et al. \(2006\)](#) (traits fins) sont comparés avec les spectres de réponse en accélération prédits par les modèles empiriques définis par [Pousse et al. \(2006\)](#) (équation 21 de l'article) (médiane en traits épais tiretés et médiane plus ou moins un écart type en traits épais pointillés) dans le cas de trois scénarios différents. Notons que pour les périodes les plus longues, les spectres de réponse synthétiques ont tous une amplitude supérieure à l'amplitude médiane prédite. Figure 10 de [Pousse et al. \(2006\)](#).

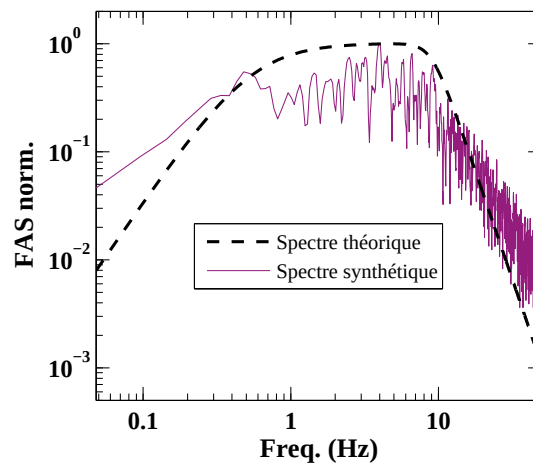


Figure 4.5 : Illustration du problème de surestimation des basses fréquences à partir d'une comparaison du spectre théorique en oméga carré comme défini par [Boore \(1983\)](#) (en noir) avec le spectre de Fourier calculé à partir de l'accélérogramme simulé avec la méthode stochastique de [Pousse et al. \(2006\)](#) (en rose). Dans cet exemple, le scénario est $M_W=5.0$, $R_{RUP}=50$ km et une classe de site B selon l'Eurocode 8. Les deux spectres ont été normalisés par leur maximum pour la comparaison.

- La comparaison des distributions des paramètres du mouvement sismique prédits par les modèles empiriques définis par Pousse *et al.* (2006) (équation 21 de l'article) avec les distributions de ces mêmes paramètres déduites des accélérographes synthétiques générés par la méthode originelle de Pousse *et al.* (2006) montre que les synthétiques sous-estiment la variabilité naturelle observée (figure 4.6). Cette différence est liée à la condition de vérification qui limite la distribution à un certain $\epsilon\sigma$.

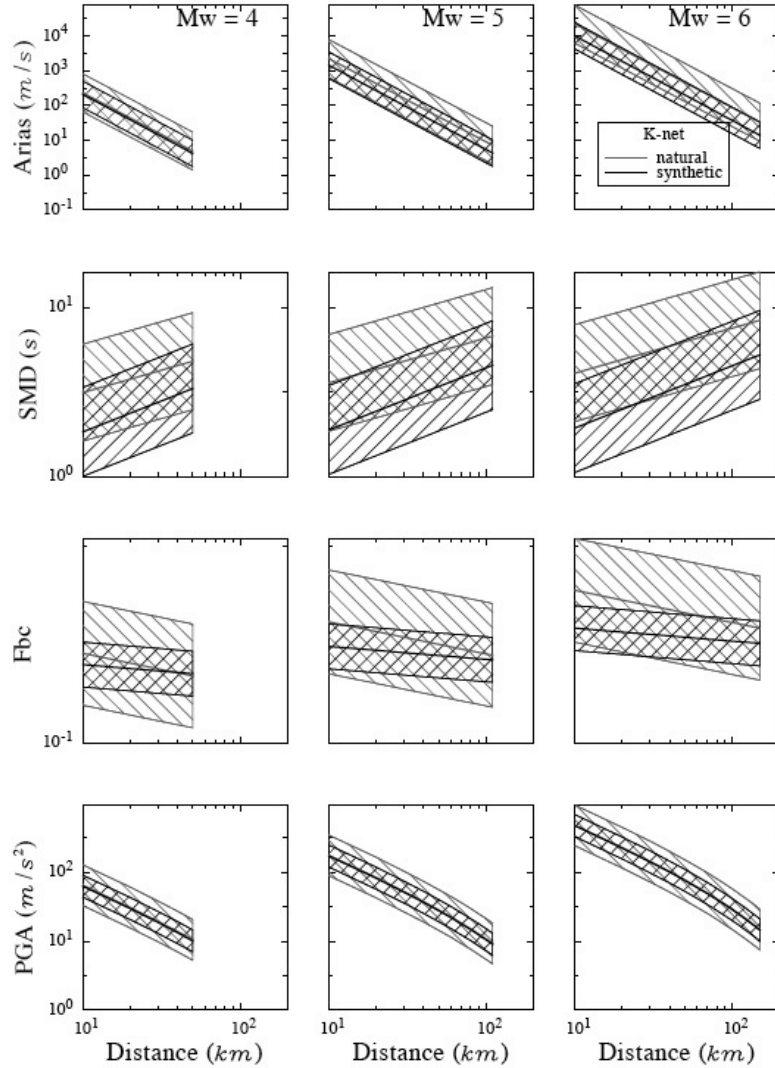


Figure 4.6 : Illustration de la sous-estimation de la variabilité du mouvement sismique à partir de la méthode de Pousse (2005). Comparaison des distributions des paramètres du mouvement sismique déduits d'une part à partir de la base de données réelles K-NET de Pousse (2005) incluant les enregistrements jusqu'à octobre 2004 (en gris) et d'autre part à partir d'une base de données d'enregistrements synthétiques (en noir) calculés à partir de la méthode stochastique semi-empirique non stationnaire décrite dans Pousse (2005) pour quelques scénarios. D'après la figure 6.17 de Pousse (2005).

- Une autre limitation apparaît concernant l’enveloppe temporelle dans le cas où la méthode stochastique est utilisée à ces limites, notamment pour des scénarios de champ proche. En effet, lorsque l’on génère des signaux en champ très proche (à moins de 5 km) avec la méthode stochastique non stationnaire de [Pousse et al. \(2006\)](#), on remarque que les rapports d’amplitude entre l’onde P et l’onde S sont irréalistes, avec notamment une amplitude très forte pour l’onde P (figure 4.7). Ce problème vient du fait que l’énergie est ainsi répartie dans la construction de l’enveloppe temporelle : 1/25 pour l’onde P et 24/25 pour l’onde S. Ces facteurs sont déduits de la théorie prédisant le spectre de Fourier du mouvement sismique généré par un double couple de forces en champ lointain, et ne s’appliquent pas en champ proche. D’après l’expression d’[Aki et Richards \(1980\)](#) (équation 1.6), on devrait avoir un rapport des amplitudes égal à 1/9 pour l’onde P et égal à 8/9 pour l’onde S en champ intermédiaire. En champ proche, les deux ondes ont des temps d’arrivées suffisamment proches pour être confondus. De plus, dans les exemples montrés à la figure 4.7, les valeurs médianes des paramètres du mouvement sismique prédites par les modèles empiriques de [Pousse et al. \(2006\)](#) ont été utilisées. Les rapports d’amplitude onde P/onde S peuvent être parfois irréalistes suivant les valeurs de l’intensité d’Arias et de la durée significative relative tirées aléatoirement au sein de leur distribution de manière indépendante.

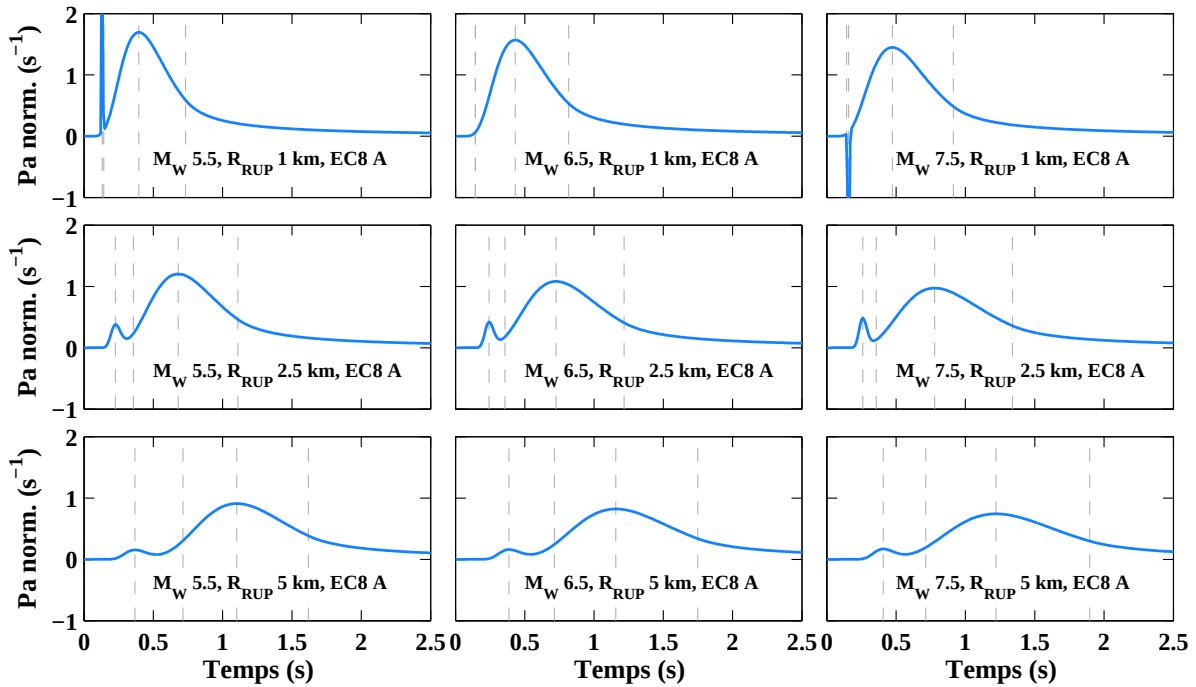


Figure 4.7 : Illustration des limites de l’utilisation de l’enveloppe temporelle de [Pousse et al. \(2006\)](#) en champ proche à partir d’une représentation pour trois distances à la rupture de champ très proche et pour trois magnitudes. L’enveloppe temporelle en bleu est ici normalisée par son aire. Pour ces neuf scénarios, l’enveloppe temporelle obtenue pour les indicateurs médians donnés par les modèles de prédiction empiriques de [Pousse et al. \(2006\)](#) a été représentée. Les temps caractéristiques T_P , $(t_s - t_p)$, T_S , T_C , sont représentés à titre indicatif par les traits gris pointillés.

4.3 Les nouveautés apportées à la méthode stochastique non stationnaire semi-empirique

Dans ce travail, plusieurs évolutions ont été apportées à la méthode stochastique non stationnaire semi-empirique originelle de [Pousse *et al.* \(2006\)](#) afin de corriger les limites présentées à la section [4.2.2](#). Ces différentes évolutions sont présentées dans cette section.

4.3.1 Une meilleure prédiction des paramètres du mouvement sismique au rocher à partir de la nouvelle base de données japonaise

Pour caractériser les paramètres clés du mouvement sismique tels que l'intensité d'Arias, la durée relative significative et la fréquence centrale, des modèles de prédiction empiriques ont été développés comme celui choisi pour prédire le spectre de réponse en accélération au chapitre précédent. Toutefois, contrairement à la prédiction du maximum de l'accélération et du spectre de réponse en accélération, le nombre de modèles de prédiction empiriques publié dans la littérature scientifique pour prédire des indicateurs tels que la durée ou l'intensité est nettement plus faible. Le but de ce travail n'a pas été de développer de nouvelles formes fonctionnelles mais plutôt de caractériser les indicateurs du mouvement sismique à partir de la nouvelle base de données japonaise d'enregistrements rocheux en utilisant les développements les plus récents de ce type de modèles de prédiction empiriques (e.g., lois d'échelle, variabilité, fonction continue de V_{S30}). Nous nous attacherons toutefois à conserver une cohérence entre les formes fonctionnelles développées pour les différents indicateurs. Dans le cas de la fréquence centrale, paramètre très peu analysé par d'autres auteurs, une réflexion théorique sera réalisée afin de nous aider à mieux comprendre cet indicateur.

Les équations de prédiction des paramètres du mouvement sismique ont été établies pour les deux composantes horizontales en fonction de la magnitude de moment, de la distance à la rupture et de V_{S30} . Dans le cas de l'intensité d'Arias et de la durée significative relative, la régression sera aussi réalisée en intégrant la distance de Joyner & Boore dans le modèle au lieu de la distance à la rupture, afin de pouvoir comparer nos résultats avec l'étude récente de [Douglas \(2012\)](#). Pour rappel, dans notre étude nous avons choisi de définir la distance à la rupture comme égale à la distance hypocentrale et la distance de Joyner & Boore comme égale à la distance épacentrale pour des magnitudes de moment inférieures à 5.7. Pour des magnitudes supérieures, ces deux distances sont calculées à partir des plans de faille modélisés dans la littérature (voir sections [2.2.3](#) et [3.2.4](#)). Les distances épacentrales et de Joyner & Boore sont similaires pour des magnitudes inférieures à 5.7 ([Bommer et Akkar, 2012](#)). Plusieurs définitions des composantes horizontales vont être considérées pour chaque paramètre. Tout d'abord, une définition homogène pour chaque paramètre va être appliquée afin d'être utilisée dans la méthode stochastique ; cette définition est la moyenne géométrique qui est largement répandue dans la littérature ([Beyer et Bommer, 2006](#)). D'autres définitions seront utilisées afin de permettre des comparaisons avec les modèles empiriques publiés par d'autres auteurs (e.g., moyenne arithmétique pour l'intensité d'Arias et les deux composantes indépendantes dans le cas de la durée significative relative).

4.3.1.1 Intensité d'Arias

Douglas (2012) répertorie 33 modèles de prédiction empiriques développés pour prédire l'intensité d'Arias. On peut par exemple citer les modèles suivants : Travararou *et al.* (2003), Stafford *et al.* (2009a), Foulser-Piggott et Stafford (2012) et Lee *et al.* (2012). Sous l'hypothèse du théorème de Parseval, l'intensité d'Arias peut être reliée au modèle du spectre de Fourier en accélération de Boore (2003). Ainsi, Travararou *et al.* (2003) et Stafford *et al.* (2009a) déduisent des formes fonctionnelles basées sur les formes spectrales théoriques du spectre de Brune. D'autres part, plusieurs études ont montré une forte corrélation entre le pic d'accélération (*PGA*) et l'intensité d'Arias (*IA*). Pousse (2005) a ainsi montré une forte corrélation entre les résidus du *PGA* et *IA*. Baker (2007) s'est intéressé à la corrélation entre *IA* et *SA(f)* à partir de la base de données issue du projet nouvelle génération de modèles d'atténuation du mouvement sismique (*Next Generation of Ground-Motion Attenuation Models* [NGA]) et a déterminé un coefficient de corrélation de 0.82 avec le *PGA*. La figure 4.8 supporte cette idée dans le cas des données japonaises en confirmant une forte corrélation, $R^2 = 0.93$ pour des *PGA* compris entre 0.00197 et 12.80 m/s² et des intensités d'Arias comprises entre 9.11×10^{-7} et 11.73 m/s.

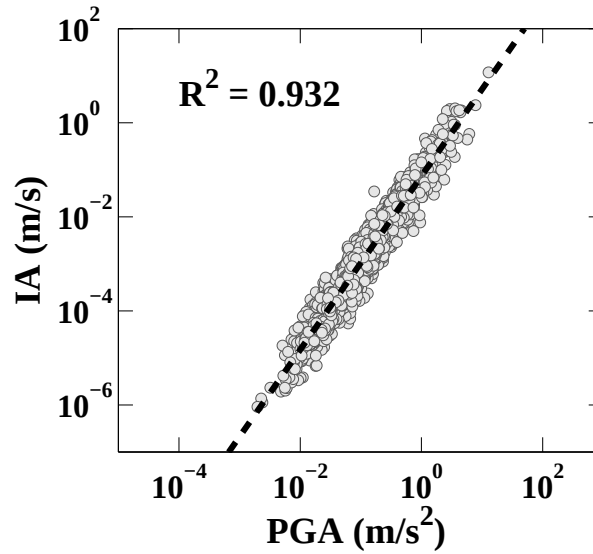


Figure 4.8 : Représentation en échelle logarithmique de l'intensité d'Arias (*IA*) en m/s en fonction du maximum de l'accélération (*PGA*) en m/s². Les points correspondent à la moyenne géométrique des deux composantes horizontales des enregistrements de notre base de données japonaise avec une magnitude de moment supérieure ou égale à 4.5. La droite en pointillés noirs représente la régression entre ces deux paramètres fournissant un coefficient de corrélation $R^2 = 0.932$.

Pour ces raisons et comme Foulser-Piggott et Stafford (2012), nous avons choisi de définir une forme fonctionnelle similaire à celle du *PGA* pour prédire l'intensité d'Arias. Notons que les formes fonctionnelles de Travararou *et al.* (2003) et Stafford *et al.* (2009a) ont aussi été testées, mais c'est la forme adaptée de celle du *PGA* qui permet d'obtenir les résidus les plus faibles. La forme fonctionnelle choisie est donc une version simplifiée de la forme fonctionnelle utilisée pour prédire le spectre de réponse en accélération au chapitre 3 qui était adaptée de la relation

de Rodriguez-Marek *et al.* (2011) :

$$\begin{aligned} \ln(IA_{ij}) = & a_1 + a_2.(M_{W_i} - 5.6) + a_3.(M_{W_i} - 5.6)^2 \\ & + [b_1 + b_2.(M_{W_i} - 4.5)] \cdot \ln(\sqrt{R_{RUP_{ij}} + h^2}) \\ & + c_1 \cdot \ln(V_{S30_j}/800) + \delta W_{ij} + \delta B_i \end{aligned} \quad (4.8)$$

La table 4.1 présente les coefficients de régression et la table 4.2 les valeurs de variabilité inter-événement (τ), intra-événement (ϕ) et totale (σ). Les résultats de ces deux tables sont obtenus pour deux définitions des composantes horizontales et pour deux définitions de distance. En effet, Travasrou *et al.* (2003) ont montré que l'intensité d'Arias était indépendante de l'orientation, c'est à dire que l'intensité d'Arias mesurée sur la composante nord-sud par exemple est équivalente à l'intensité d'Arias mesurée sur la composante est-ouest. C'est pourquoi, ces auteurs caractérisent l'intensité d'Arias en utilisant la moyenne arithmétique des deux composantes horizontales. Les coefficients obtenus à la table 4.1 sont légèrement différents entre les deux définitions de composantes horizontales testées et les valeurs de sigma totales légèrement plus élevées dans le cas de la moyenne arithmétique.

Table 4.1 : Coefficients du modèle décrit à l'équation 4.9 déterminés par régression de l'intensité d'Arias (m/s).

R Def.	H Def.	a_1	a_2	a_3	b_1	b_2	h	c_1
R_{RUP}	AM	8.07313	3.81883	-0.267886	-3.10130	-0.227639	16.189	-0.798231
R_{RUP}	GM	8.09350	3.83533	-0.268500	-3.10504	-0.230854	16.483	-0.799019
R_{JB}	AM	7.93408	3.81304	-0.27220	-3.06957	-0.22767	17.084	-0.753365
R_{JB}	GM	7.94893	3.83103	-0.272832	-3.07174	-0.231282	17.327	-0.754068

GM : moyenne géométrique ; AM : moyenne arithmétique ; R_{RUP} : distance à la rupture ; R_{JB} : distance de Joyner & Boore.

Table 4.2 : Écarts-types déterminés par régression de l'intensité d'Arias (m/s).

R Def.	H Def.	ϕ	τ	σ
R_{RUP}	AM	1.1811	1.0013	1.5484
R_{RUP}	GM	1.1768	1.0009	1.5449
R_{JB}	AM	1.19343	0.98729	1.5489
R_{JB}	GM	1.18903	0.987007	1.5453

GM : moyenne géométrique ; AM : moyenne arithmétique ; R_{RUP} : distance à la rupture ; R_{JB} : distance de Joyner & Boore.

Plus généralement, les valeurs d'incertitude obtenues dans cette étude sont plus élevées (1.5484 dans le cas de la moyenne arithmétique et de la distance à la rupture) que celles obtenues dans les études antérieures. Lee *et al.* (2012) proposent un récapitulatif des valeurs d'incertitude obtenues pour les modèles de prédiction empiriques de l'intensité d'Arias les plus populaires. Les valeurs de sigma sont comprises entre 0.914 dans le cas de l'étude de Sabetta et Pugliese

(1996) réalisée sur 95 enregistrements italiens (17 événements de magnitudes comprises entre 4.6 et 6.8) jusqu'à un sigma de 1.46 dans le cas de l'étude de Bragato et Slejko (2005) réalisée à partir de 4570 enregistrements au nord-est des Alpes (240 événements de magnitudes comprises entre 2.5 et 6.3).

Dans le cas particulier japonais, le seul modèle de prédiction empirique de l'intensité d'Arias publié est le modèle simple de Pousse *et al.* (2006) déterminant un sigma de 1.2602, c'est à dire un sigma plus faible que le nôtre. Cette différence s'explique par l'utilisation de données plus hétérogènes dans notre étude : à la fois, les données des deux réseaux japonais, *Kiban Kyoshin network* [KiK-net] et *Kyoshin network* [K-NET], et d'autre part, des mouvements sismiques de plus faibles amplitudes. Il est intéressant de modifier notre modèle empirique afin de mettre en évidence les facteurs contrôlant l'incertitude totale du modèle, notamment en analysant les effets du choix des données et les effets du choix de la forme fonctionnelle. La table 4.3 présente ces effets. Tout d'abord, on constate que l'utilisation d'une forme fonctionnelle plus complexe n'a que très peu d'effet finalement sur l'incertitude totale, puisque l'on passe de 1.56 avec une forme simple à 1.54 avec une forme plus complexe. En revanche, le choix des données a davantage de répercussions sur l'incertitude totale. Notamment, l'incertitude totale est comparable à celle déterminée par Pousse *et al.* (2006) lorsque l'on considère seulement les données avec des pics d'accélération supérieurs à 5 cm/s². Notre incertitude totale de 1.54 est donc fortement contrôlée par la variabilité des mouvements sismiques de faibles amplitudes.

La figure 4.9 présente le modèle de prédiction empirique de l'intensité d'Arias obtenu en fonction de la distance à la rupture et pour différentes gammes de magnitudes. En champ proche, le modèle de l'intensité d'Arias est relativement plat par rapport à celui du *PGA* où la pente est plus accentuée (figure 3.4a). À grandes distances, le modèle empirique de l'intensité d'Arias décroît linéairement avec le log de la distance contrairement au modèle du *PGA*. En effet, dans la forme fonctionnelle de l'intensité d'Arias, le terme d'atténuation anélastique n'a pas été inclus. Stafford *et al.* (2009a) ont démontré théoriquement que l'intensité d'Arias n'était pas dépendante de l'atténuation anélastique.

La figure 4.10 représente une compilation des valeurs d'intensité d'Arias déduites des modèles de prédiction empiriques publiés antérieurement pour trois scénarios différents, communément utilisés dans les études d'aléa sismique. Nous avons ajouté les valeurs obtenues à partir de notre modèle de prédiction empirique (points verts) à cette compilation, réalisée récemment par Douglas (2012). Tout d'abord, cette figure montre que très peu de modèles de prédiction empiriques de l'intensité d'Arias avaient été développés avant les années 2000. Dans le cas des trois scénarios, on peut noter que les modèles les plus récents fournissent des valeurs médianes très variables. Dans notre cas, le premier scénario avec $M_W=6$ et $R_{JB}=20$ km est le scénario le mieux représenté par notre modèle de prédiction empirique déduit de notre base de données japonaise au rocher. Le second scénario concerne une gamme de magnitudes en dehors des limites de définition de notre modèle empirique dont la magnitude de moment maximale est de 6.9 alors que le scénario est pour un 7.5. De plus, les deux derniers scénarios (b et c) concernent des distances R_{JB} de 10 km, distances auxquelles le nombre de données japonaises est assez

Table 4.3 : *Impact sur l'incertitude totale à la fois de la forme fonctionnelle et des données considérées pour définir un modèle de prédiction empirique de l'intensité d'Arias (cas de la moyenne géométrique et de la distance à la rupture).*

Formes fonctionnelles	Données	σ
Complexe (Lois d'échelle et fonction continue de V_{S30})	entière (2357 enr.)	1.5449
Simple (version Pousse <i>et al.</i> , 2006), pas de lois d'échelle et pas de fonction continue de V_{S30}	entière (2357 enr.)	1.5647
Lois d'échelle et classes de site	entière (2357 enr.)	1.5475
Pas de lois d'échelle et fonction continue de V_{S30}	entière (2357 enr.)	1.5581
Simple (version Pousse <i>et al.</i> , 2006), pas de lois d'échelle et pas de fonction continue de V_{S30}	seulement données K-NET (972 enr.)	1.3615
Simple (version Pousse <i>et al.</i> , 2006), pas de lois d'échelle et pas de fonction continue de V_{S30}	seulement données KiK-net (1385 enr.)	1.6405
Simple (version Pousse <i>et al.</i> , 2006), pas de lois d'échelle et pas de fonction continue de V_{S30}	$PGA > 5 \text{ cm/s}^2$ (1541 enr.)	1.2513
Simple (version Pousse <i>et al.</i> , 2006), pas de lois d'échelle et pas de fonction continue de V_{S30}	$PGA > 10 \text{ cm/s}^2$ (989 enr.)	1.1193
Simple (version Pousse <i>et al.</i> , 2006), pas de lois d'échelle et pas de fonction continue de V_{S30}	seulement données K-NET avec $PGA > 5 \text{ cm/s}^2$ (714 enr.)	1.2022
Simple (version Pousse <i>et al.</i> , 2006), pas de lois d'échelle et pas de fonction continue de V_{S30}	seulement données K-NET avec $PGA > 10 \text{ cm/s}^2$ (465 enr.)	1.0968
Simple (version Pousse <i>et al.</i> , 2006), pas de lois d'échelle et pas de fonction continue de V_{S30}	seulement données KiK-net avec $PGA > 5 \text{ cm/s}^2$ (827 enr.)	1.2385
Simple (version Pousse <i>et al.</i> , 2006), pas de lois d'échelle et pas de fonction continue de V_{S30}	seulement données KiK-net avec $PGA > 10 \text{ cm/s}^2$ (524 enr.)	1.1097

limité, même en distance R_{JB} . Dans le cas du scénario le mieux représenté par notre base de données (scénario a), la valeur médiane obtenue est très proche des valeurs médianes déduites des modèles d'autres auteurs, alors que pour les deux autres scénarios (b et c) en champ plus proche, on obtient une valeur médiane nettement supérieure dans le cas du scénario b (forte magnitude) et une valeur légèrement plus faible dans le cas du scénario c (faible magnitude). Il est important d'utiliser notre modèle de prédiction dans sa gamme de définition, c'est à dire pour des magnitudes de moment comprises entre 4.5 et 6.9, des distances à la rupture supérieures à 10 km et des V_{S30} supérieurs à 500 m/s.

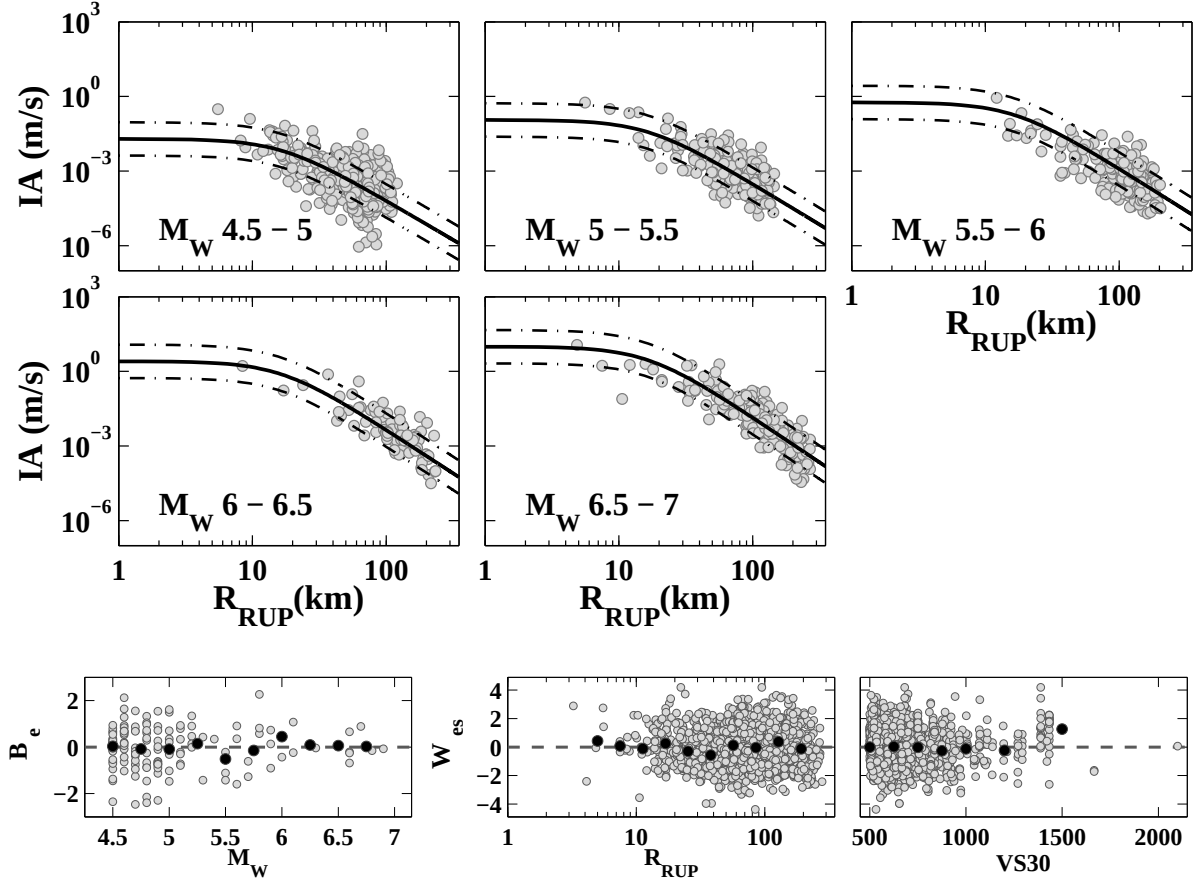


Figure 4.9 : En haut : comparaison de l'intensité d'Arias (IA , m/s) déduite de la nouvelle base de données japonaise d'enregistrements au rocher avec l'intensité d'Arias prédite à partir du modèle empirique (équation 4.9) développé à partir de cette même base de données. L'intensité d'Arias correspondant à la moyenne géométrique des deux composantes horizontales est représentée en fonction de la distance à la rupture pour différentes gammes de magnitudes et pour $500 \leq V_{S30} < 600$ m/s. La ligne noire continue représente le modèle de prédiction empirique médian et les lignes pointillées, le modèle de prédiction empirique médian plus ou moins un écart-type. En bas : représentation des résidus inter-événements en fonction de la magnitude de moment et représentation des résidus intra-événements en fonction de la distance à la rupture et de V_{S30} . Les points noirs représentent la moyenne des résidus sur un petit intervalle de M_W , R_{RUP} ou V_{S30} .

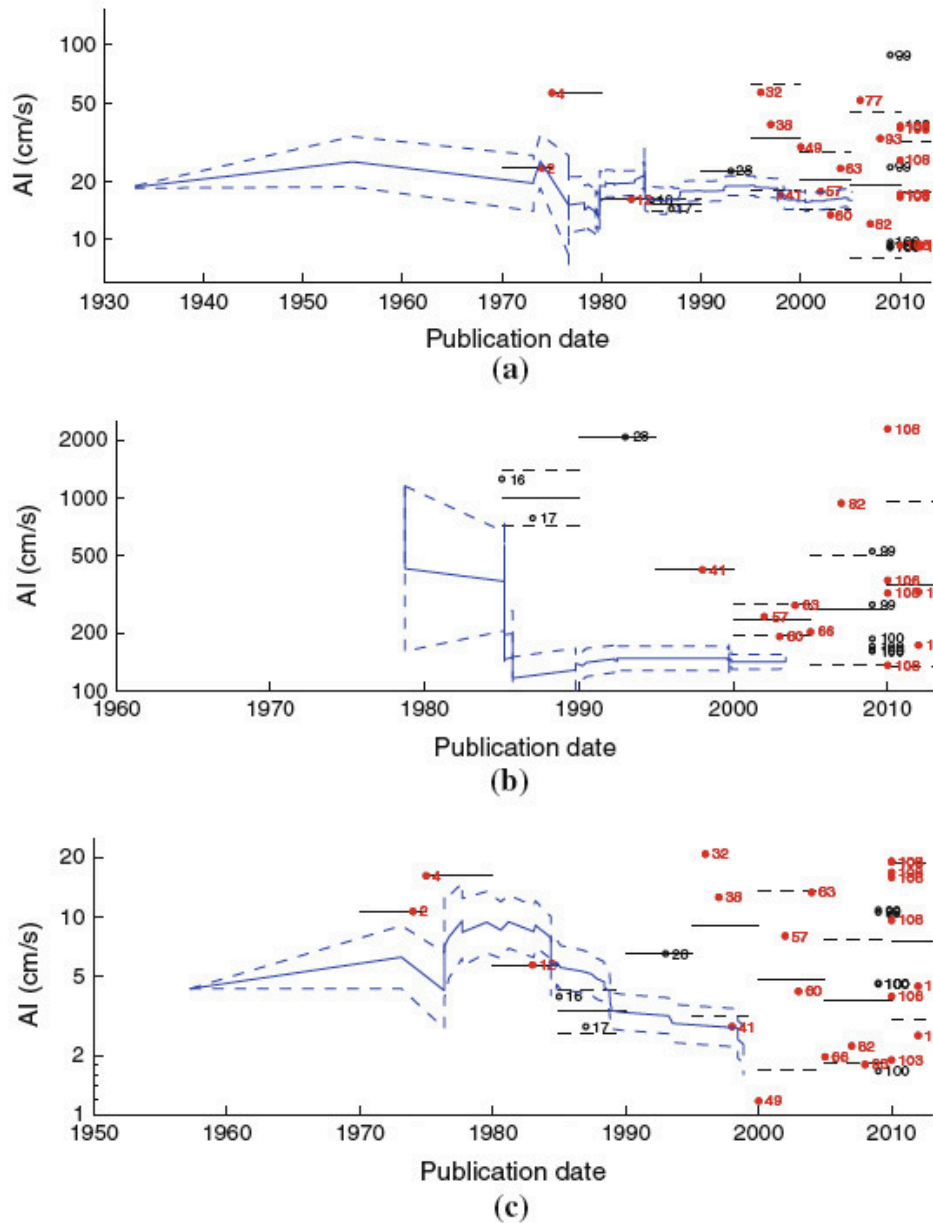


Figure 4.10 : Figures représentant la valeur médiane de la distribution de la moyenne géométrique des deux composantes horizontales de l'intensité d'Arias prédite par les différents modèles publiés ces dernières années dans le cas de trois scénarios différents : a) pour $M_W=6$ et $R_{JB}=20$ km ; b) pour $M_W=7.5$ et $R_{JB}=10$ km ; pour $M_W=5$ et $R_{JB}=10$ km. Ces trois scénarios caractérisent des événements décrochants et un site de type B avec $V_{S30}=490$ m/s. Les points rouges désignent les modèles parus dans des journaux à comité de lecture et qui n'ont pas été extrapolés en dehors de leurs bornes de définition en terme de magnitude, distance et site. Les numéros à côté des points correspondent aux numéros attribués aux modèles par Douglas (2012), notons particulièrement les modèles suivants : 60. Travararou et al. (2003) ; 77. Pousse et al. (2006) ; 100. Stafford et al. (2009a) ; 116. Foulser-Piggott et Stafford (2012) ; 117. Lee et al. (2012). Les lignes noires représentent les valeurs médianes pour des intervalles de 5 ans, et les lignes noires pointillées, la médiane plus ou moins un écart-type. Les lignes bleues correspondent à la médiane, aux 16^{ème} et 84^{ème} percentiles calculés à partir des données issues de plusieurs bases de données (voir Douglas, 2012). Les ronds verts à droite des trois figures représentent l'intensité d'Arias médiane déduite de notre modèle de prédiction empirique pour ces trois scénarios. Attention, nos valeurs ont été extrapolées à un V_{S30} inférieur, à des distances peu représentées dans notre base de données et dans le cas b, à une magnitude plus élevée. De plus, les autres valeurs sont spécifiques à un mécanisme décrochant et dans notre cas, nous n'avons pas différencié les valeurs d'intensité d'Arias en fonction du mécanisme au foyer. D'après Douglas (2012).

4.3.1.2 Durée significative relative, D_{SR}

Douglas (2012) a identifié seulement 15 modèles de prédiction empiriques permettant la caractérisation de la durée significative relative (Trifunac et Brady, 1975). On peut citer particulièrement deux articles assez récents : Kempton et Stewart (2006) et Bommer *et al.* (2009). Ces études ont développé une forme fonctionnelle à partir des bases théoriques de la sismologie (Boore, 2003). Ainsi, la durée de la source sismique, c'est à dire à une distance nulle, est inversement proportionnelle à la fréquence coin. Dans cette étude, nous avons choisi d'adapter la forme fonctionnelle développée par Bommer *et al.* (2009) :

$$\begin{aligned} \ln(D_{SR_{ij}}) &= a_1 + a_2.(M_{W_i} - 5.6) + [b_1 + b_2.(M_{W_i} - 4.5)] \cdot \ln(\sqrt{(R_{RUP_{ij}})^2 + h^2}) \\ &+ c_1 \cdot \ln(V_{S30_j}/800) + \delta W_{ij} + \delta B_i \end{aligned} \quad (4.9)$$

La table 4.4 présente les coefficients de régression obtenus pour deux définitions de distances et deux définitions des composantes horizontales (indépendantes et moyenne géométrique). Dans les études précédentes de la durée significative relative, aucun lien physique n'a été déterminé entre les deux composantes horizontales. C'est pourquoi, les deux composantes sont généralement considérées comme indépendantes (Kempton et Stewart, 2006; Bommer *et al.*, 2009). Ensuite, dans ce modèle, le coefficient h contrôle la forme fonctionnelle en champ très proche. Toutefois, le nombre limité de données japonaises au rocher en champ proche ne permet pas de calibrer ce coefficient. C'est pourquoi nous avons opté pour l'utilisation de la valeur du coefficient h déterminée précédemment par Bommer *et al.* (2009) à partir de la base de données NGA, plus riche en enregistrements en champ proche (voir chapitre 2).

Table 4.4 : Coefficients du modèle décrit à l'équation 4.10 déterminés par régression de la durée relative significative (s).

R Def.	H Def.	a_1	a_2	b_1	b_2	h	c_1
R_{RUP}	IND	0.354088	0.346957	0.611371	-0.0311999	2.5	-0.191717
R_{RUP}	GM	0.363416	0.351194	0.611077	-0.0325076	2.5	-0.192243
R_{JB}	IND	0.476000	0.360431	0.586087	-0.0325132	2.5	-0.201175
R_{JB}	GM	0.483090	0.364621	0.586214	-0.0338046	2.5	-0.201653

GM : moyenne géométrique; IND : les deux composantes horizontales sont considérées comme indépendantes l'une de l'autre; R_{RUP} : distance à la rupture; R_{JB} : distance de Joyner & Boore.

La table 4.5 donne les valeurs de variabilité inter-événement (τ), intra-événement (ϕ) et totale (σ). Nous avons choisi une forme fonctionnelle similaire à celle de Bommer *et al.* (2009) et nous obtenons un sigma total légèrement supérieur, c'est à dire un sigma de 0.4830 dans notre cas et un de 0.4616 dans le cas de Bommer *et al.* (2009) (cas avec moyenne géométrique et distance à la rupture). Cependant, dans le détail les valeurs d'incertitude inter et intra-événement montrent des différences significatives. Bommer *et al.* (2009) obtiennent des valeurs relativement similaires pour ces deux composantes de l'incertitude; alors que dans notre cas, l'incertitude inter-événement est nettement plus faible que l'incertitude intra-événement. Ceci

suggère encore une fois que les sites japonais sont plus hétérogènes que les sites californiens.

Table 4.5 : *Écarts-types déterminés par régression de la durée relative significative (s).*

R Def.	H Def.	ϕ	τ	σ
R_{RUP}	IND	0.45165	0.21719	0.5012
R_{RUP}	GM	0.44064	0.19783	0.4830
R_{JB}	IND	0.45109	0.21471	0.4996
R_{JB}	GM	0.44010	0.19450	0.4812

GM : moyenne géométrique; IND : les deux composantes horizontales sont considérées comme indépendantes l'une de l'autre; R_{RUP} : distance à la rupture; R_{JB} : distance de Joyner & Boore.

La figure 4.11 présente le modèle de prédiction empirique de la durée significative relative obtenu dans le cas de la moyenne géométrique des deux composantes horizontales en fonction de la distance à la rupture et pour différentes gammes de magnitudes. Le modèle empirique prédit une augmentation non linéaire de la durée avec la distance à la rupture. La durée augmente aussi avec la magnitude et lorsque que V_{S30} diminue. D'autre part, on peut aussi noter la très forte variabilité des mesures de la durée pour les événements de faibles magnitudes. Pour ces événements, on peut constater que les très faibles valeurs de durée observées en champ très proche ne sont pas reproduites par le modèle de prédiction empirique, expliquant la légère déviation en champ proche des résidus avec la distance. Les résidus sont par contre très bien distribués en fonction de la magnitude de moment et de V_{S30} .

La figure 4.12 représente, comme dans le cas de l'intensité d'Arias (figure 4.10), les valeurs médianes de la durée significative relative prédites par les modèles empiriques publiés antérieurement et identifiés par Douglas (2012). Comme dans le cas de l'intensité d'Arias, les valeurs de la durée significative relative prédites par notre modèle empirique (équation 4.10) sont intégrées dans la figure pour comparaison. Par rapport à l'intensité d'Arias, le nombre de modèles empiriques identifiés par Douglas (2012) est nettement plus faible. Les valeurs médianes prédites par notre modèle empirique sont très proches des valeurs médianes des autres modèles, et particulièrement de celles des modèles les plus récents. Les résultats obtenus à partir du modèle de Pousse *et al.* (2006) sont aussi représentés sur la figure 4.12 (n°77). Le modèle empirique de Pousse *et al.* (2006) détermine des durées médianes nettement inférieures à celles des modèles empiriques des autres auteurs, ce qui n'est pas le cas des valeurs médianes déduites à partir de notre nouveau modèle de prédiction empirique.

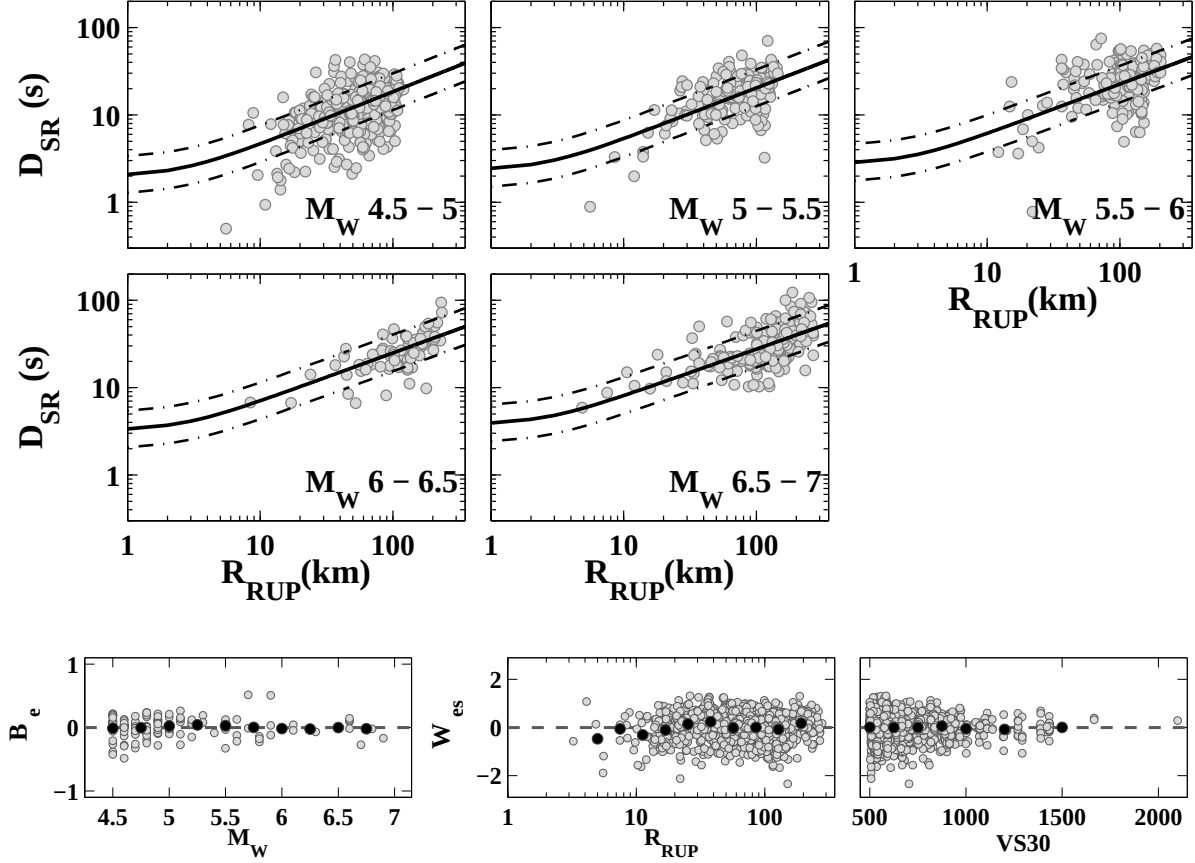


Figure 4.11 : En haut : comparaison de la durée significative relative (D_{SR} , s) déduite de la nouvelle base de données japonaise d'enregistrements au rocher avec la durée significative relative prédite à partir du modèle de prédiction empirique développé à partir de cette même base de données. La durée significative relative correspondant à la moyenne géométrique des deux composantes horizontales est représentée en fonction de la distance à la rupture pour différentes gammes de magnitudes et pour $500 \leq V_{S30} < 600$ m/s. La ligne noire continue représente le modèle de prédiction médian et les lignes pointillées, le modèle médian plus ou moins un écart-type. En bas : représentation des résidus inter-événements en fonction de la magnitude de moment et représentation des résidus intra-événements en fonction de la distance à la rupture et de V_{S30} . Les points noirs représentent la moyenne des résidus sur un petit intervalle de M_W , R_{RUP} ou V_{S30} .

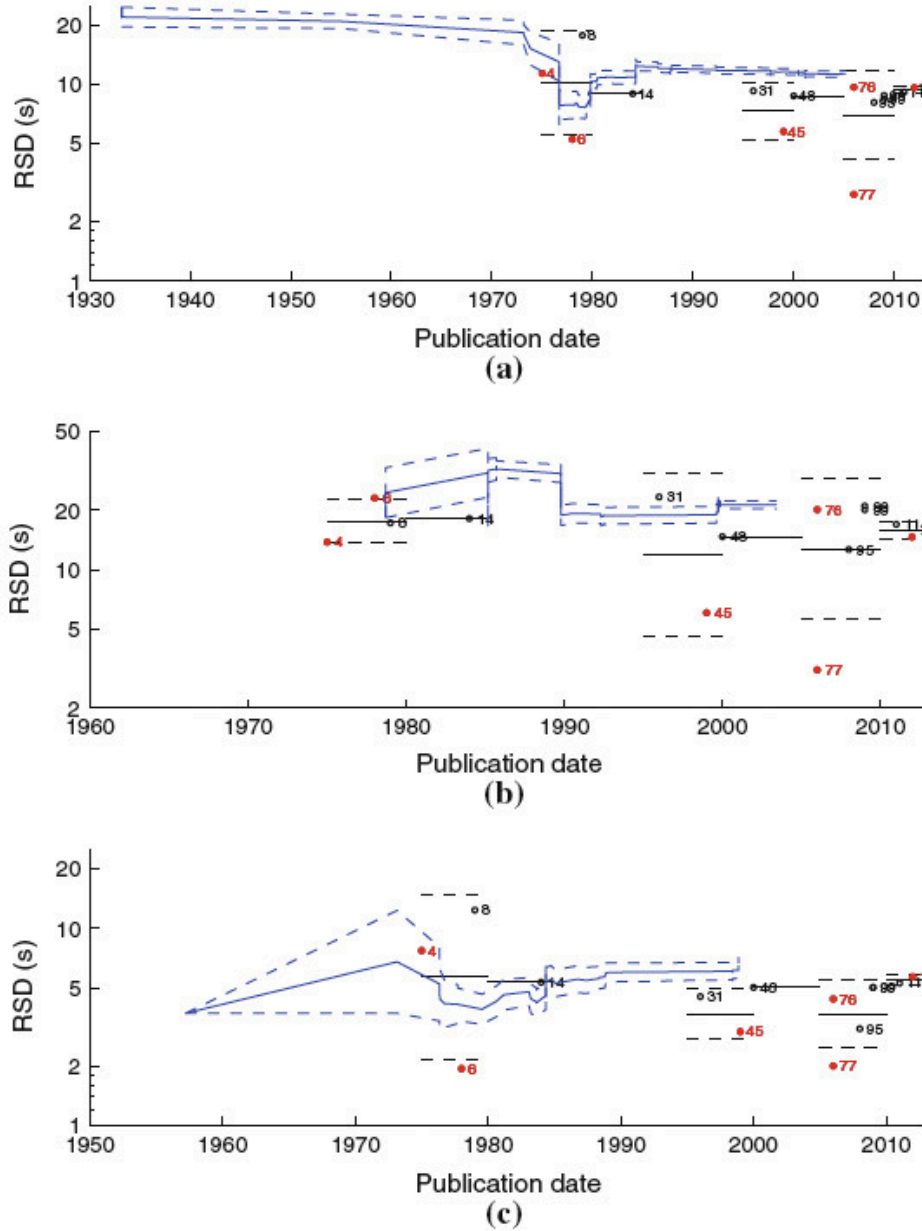


Figure 4.12 : Figures représentant la valeur médiane de la distribution de la moyenne géométrique des deux composantes horizontales de la durée significative relative (notée RSD) prédite par les différents modèles publiés ces dernières années dans le cas de trois scénarios différents. a) pour $M_W=6$ et $R_{JB}=20$ km ; b) pour $M_W=7.5$ et $R_{JB}=10$ km ; pour $M_W=5$ et $R_{JB}=10$ km. Ces trois scénarios caractérisent des événements décrochants et un site de type B avec $V_{S30}=490$ m/s. Les points rouges désignent les modèles de prédiction empiriques parus dans des journaux à comité de lecture et qui n'ont pas été extrapolés en dehors de leurs bornes de définition en terme de magnitude, distance et termes de site. Les numéros à côté des points correspondent aux numéros attribués aux modèles par Douglas (2012), notons particulièrement les modèles suivants : 31. Abrahamson et Silva (1996) ; 76. Kempton et Stewart (2006) ; 77. Pousse et al. (2006) ; 98. Bommer et al. (2009). Les lignes noires représentent les valeurs médianes pour des intervalles de 5 ans, et les lignes noires pointillées, la médiane plus ou moins un écart-type. Les lignes bleues correspondent à la médiane, aux 16^{ème} et 84^{ème} percentiles calculés à partir des données issues de plusieurs bases de données (voir Douglas, 2012). Les ronds verts à droite des trois figures représentent la durée significative médiane déduite de notre modèle de prédiction empirique (équation 4.10) pour ces scénarios. Attention, nos valeurs ont été extrapolées à un V_{S30} inférieur, à des distances peu représentées dans notre base de données et dans le cas b, à une magnitude plus élevée. De plus, les autres valeurs sont spécifiques à un mécanisme décrochant et dans notre cas, nous n'avons pas différencié les valeurs de durée relative significative en fonction du mécanisme au foyer. D'après Douglas (2012).

4.3.1.3 Caractérisation de la non stationnarité du mouvement sismique à partir de la fréquence centrale, $F_C(t)$

Plusieurs auteurs ont constaté dans le passé que les ondes P étaient plus hautes fréquences que les ondes S et qu'ainsi, la fréquence dominant le signal avait tendance à décroître au cours du temps (e.g., [Sabetta et Pugliese, 1996](#)). Pour caractériser l'évolution du contenu fréquentiel au cours du temps, plusieurs paramètres peuvent être utilisés, dont notamment la fréquence centrale. Pour rappel, ce paramètre est déduit à partir d'un rapport de moment spectraux (équation 1.20). La définition de la fréquence centrale est équivalente à la définition de l'espérance mathématique d'une distribution log-normale des fréquences. Cette mesure peut donc donner une idée de la fréquence moyenne composant le spectre de Fourier du signal. La caractérisation de l'évolution du contenu fréquentiel au cours du temps est un enjeu essentiel pour reproduire la non stationnarité au sein des méthodes stochastiques de génération de synthétiques. Cependant, contrairement aux autres paramètres décrivant le mouvement sismique, la fréquence centrale a été peu étudiée. Les chercheurs du génie parasismique lui préfèrent un autre indicateur qui est le nombre de passages en zéro du signal temporel cumulé au cours du temps (e.g., [Alamilla et al., 2001](#); [Rezaeian et Der Kiureghian, 2010](#)). Cependant, dans ces études, même si une prédiction de l'évolution du contenu fréquentiel au cours du temps a été développée en fonction de la magnitude, de la distance et du site, ces études ne se sont pas intéressées aux raisons de ces dépendances et ont développé des modèles purement empiriques. Dans cette étude, notre objectif a été de caractériser l'évolution de la fréquence centrale tout le long d'un enregistrement sismique à partir des trois variables explicatives que sont la magnitude de moment, la distance à la rupture et V_{S30} , variables explicatives choisies comme paramètres d'entrée de la méthode stochastique semi-empirique non stationnaire. Nous avons essayé de définir nos modèles de prédiction empiriques à la fois à partir de considérations théoriques et de l'analyse des données.

Dans un premiers temps, nous allons réaliser le bilan des résultats des quelques études antérieures qui se sont intéressées à la prédiction de la fréquence centrale. Les résultats de ces études seront complétés à partir d'une approche théorique. On tentera ainsi de dégager les tendances attendues des variations au cours du temps de la fréquence centrale avec la magnitude de moment et la distance à la rupture. Nous déduirons ensuite la fréquence centrale au cours du temps à partir de notre nouvelle base de données japonaise d'enregistrements rocheux. Nous comparerons ensuite les variations des données réelles avec celles pressenties à partir de l'approche théorique. Finalement, de nouveaux modèles prédictifs de la fréquence centrale au cours du temps seront proposés.

4.3.1.3.1 Apports des études antérieures

Très peu d'études ont cherché à prédire la fréquence centrale. [Rathje et al. \(2004\)](#) analysent plusieurs paramètres caractérisant le contenu fréquentiel, dont le paramètre noté T_m , correspondant à l'inverse de la fréquence centrale, mesuré pour le signal entier. Ensuite, afin d'inclure la non stationnarité dans la méthode stochastique, [Sabetta et Pugliese \(1996\)](#) puis [Pousse et al. \(2006\)](#) ont cherché à caractériser la fréquence centrale au cours du temps. Nous allons rappeler

ici les principaux résultats de ces trois études.

⇒ **Étude de Rathje *et al.* (2004) de F_C :**

Afin d'avoir une idée plus précise des variations du paramètre T_m (période centrale) avec la magnitude et la distance, Rathje *et al.* (2004) déterminent le spectre de Fourier à partir d'une version simplifiée du modèle de Boore (2003) et déterminent T_m à partir de sa densité spectrale de puissance comme défini au chapitre 1. La figure 4.13 présente leurs résultats. On observe une augmentation linéaire de la période centrale avec la distance, reflétant l'atténuation des hautes fréquences lors de la propagation des ondes. Dans le cas de la magnitude, on observe un comportement non linéaire : plus la magnitude augmente et moins la fréquence centrale augmente rapidement. En effet, comme le montre la figure 1.7 au chapitre 1, les séismes de petites magnitudes ont un spectre plus réduit et plus hautes fréquences que celui des séismes de plus fortes magnitudes qui ont un spectre étendu sur toute la gamme de fréquences.

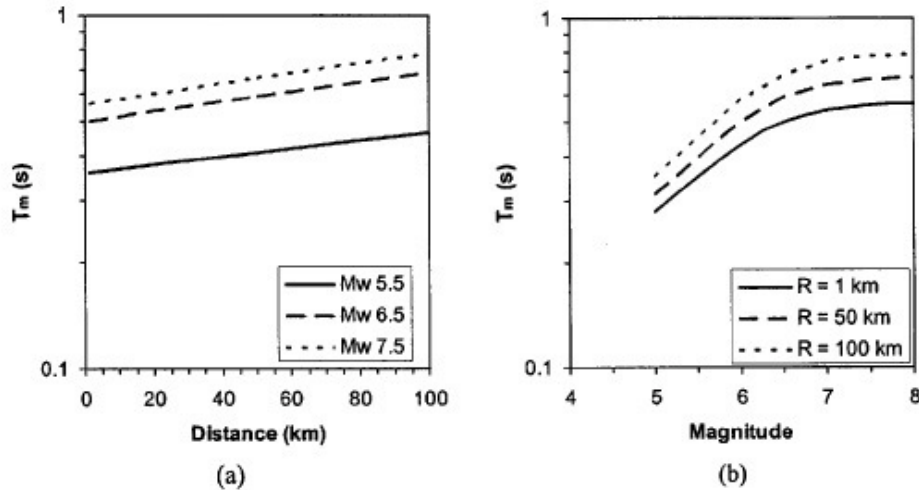


Figure 4.13 : Illustration de la variation théorique de l'inverse de la fréquence centrale du spectre du signal entier en fonction de la distance (a) et de la magnitude (b). L'inverse de la fréquence centrale, la période centrale, est ici notée T_m . D'après Rathje *et al.* (2004).

D'après ces résultats, Rathje *et al.* (2004) déterminent à partir des données NGA la période centrale en fonction de la magnitude de moment, de la distance à la rupture, des classes de site définies suivant la réglementation du programme national de réduction de l'aléa sismique (*National Earthquake Hazard Reduction Program* [NEHRP]) et en fonction d'un paramètre, noté FD , indiquant un éventuel effet directif :

$$\ln(T_m) = -1 + 0.18.(M_W - 6) + 0.0038.R_{RUP} + 0.078.S_C + 0.27.S_D + 0.40.(1 - R_{RUP}/20).FD$$

pour $5.0 \leq M_W \leq 7.25$ (4.10)

$$\ln(T_m) = -1 + 0.18.(7.25 - 6) + 0.0038.R_{RUP} + 0.078.S_C + 0.27.S_D + 0.40.(1 - R_{RUP}/20).FD$$

pour $M_W > 7.25$ (4.11)

Rathje *et al.* (2004) ont choisi de ne pas faire varier le modèle avec la magnitude pour les

plus fortes magnitudes ($M_W > 7.25$). Aussi, on observe que la période centrale prédite est plus importante pour les sites les plus mous, en accord avec les observations de fréquences de résonance qui sont plus faibles pour ces sites.

⇒ **Étude de Sabetta et Pugliese (1996) de $F_C(t)$:**

Sabetta et Pugliese (1996) caractérisent l'évolution de la fréquence centrale au cours du temps à partir de données italiennes. Ils définissent la relation suivante :

$$\ln(F_C(t)) = 3.4 - 0.35 \cdot \ln(t) - 0.218 \cdot M - 0.15 \cdot S_2 \quad (4.12)$$

Sabetta et Pugliese (1996) déterminent ainsi que $F_C(t)$ est principalement contrôlée par des effets de source et des effets de site (S_2 , sites avec au moins 20 m d'alluvions). Ils ne trouvent pas de dépendance de $F_C(t)$ à la distance.

⇒ **Étude de Pousse *et al.* (2006) de $F_C(t)$:**

Pousse *et al.* (2006) étudient l'évolution de la fréquence centrale au cours du temps à partir des enregistrements peu profonds de la base de données japonaise K-NET disponibles jusqu'à octobre 2004. Contrairement à notre base de données, la base de Pousse *et al.* (2006) inclut toutes les catégories de site et les enregistrements ont été filtrés entre 0.25 Hz et 25 Hz. Pousse *et al.* (2006) choisissent de décrire le caractère non stationnaire du mouvement sismique en le modélisant par une décroissance logarithmique en temps. Pour cela, ils introduisent deux autres variables, A et B , comme suit :

$$F_C(t) = A + B \ln(t + T/2) \quad (4.13)$$

où T correspond à la durée de la fenêtre temporelle choisie pour calculer la transformée de Fourier à fenêtre glissante et égale à 2.5 s (spectrogramme). Ils développent ensuite des modèles prédictifs empiriques simples pour les paramètres A et B :

$$A = 0.006686 \cdot M_W - 4.695 \cdot \log_{10}(R_{RUP}) + 21.62 \cdot S_1 + 20.30 \cdot S_2 + 19.23 \cdot S_3 + 17.33 \cdot S_4 + 17.01 \cdot S_5 \quad (4.14)$$

$$B = -0.1040 \cdot M_W + 2.383 \cdot \log_{10}(R_{RUP}) - 6.016 \cdot S_1 - 5.891 \cdot S_2 - 6.105 \cdot S_3 - 5.912 \cdot S_4 - 5.935 \cdot S_5 \quad (4.15)$$

Dans ces équations prédictives, on remarque que le coefficient A , donnant approximativement la fréquence centrale à l'instant zéro, est principalement contrôlé par la distance et les classes de site ; alors que le coefficient B , décrivant la pente de décroissance de la fréquence centrale au cours du temps, est principalement contrôlé par la magnitude et la distance. La figure 4.14 présente les variations de la fréquence centrale prédite par Pousse *et al.* (2006) au cours du temps en fonction de la magnitude de moment, de la distance à la rupture et des conditions de site. Pour les sites de type rocher, le coefficient A est plus élevé, traduisant un contenu fréquentiel plus hautes fréquences. Le site ne semble pas avoir d'influence au premier ordre sur l'évolution

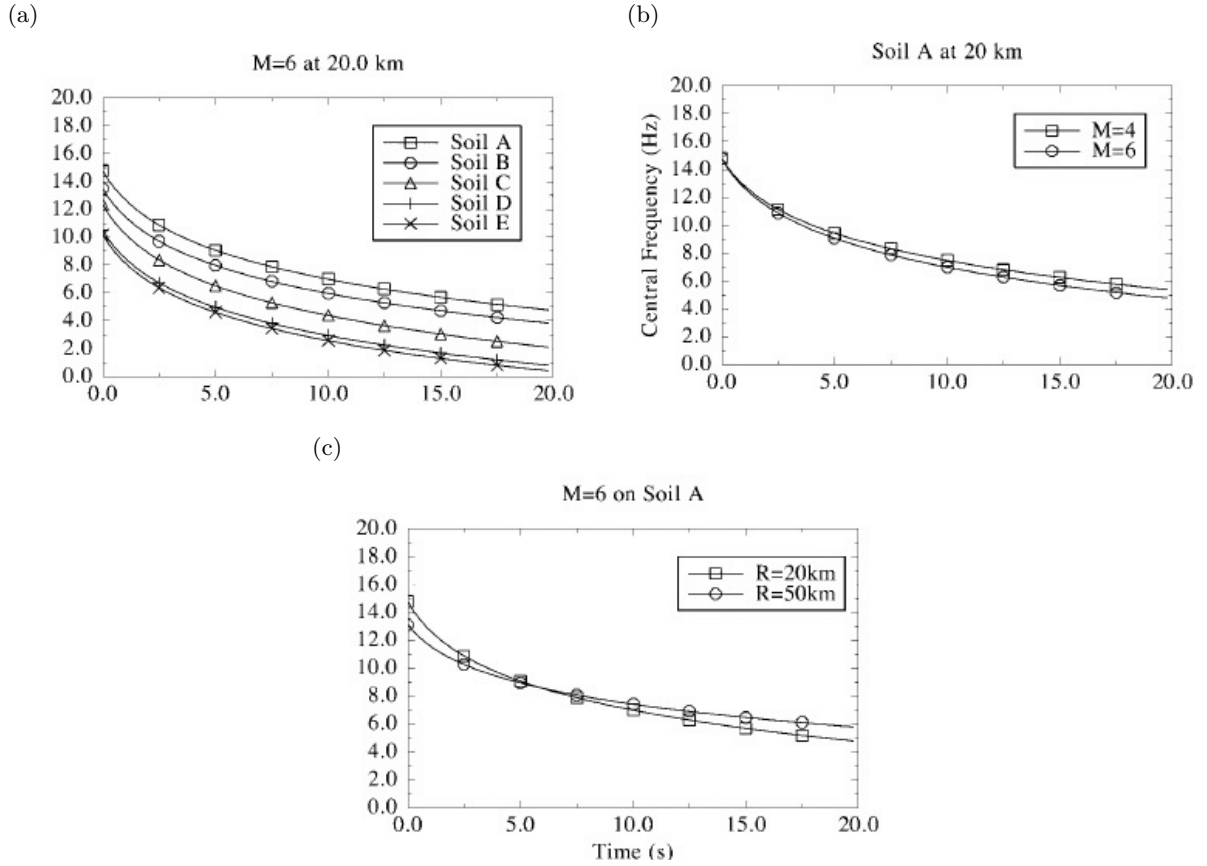


Figure 4.14 : Prédiction de la fréquence centrale dans différentes conditions : a. pour une magnitude de moment de 6.0 à une distance à la rupture de 20 km et pour différentes catégories de site définies selon l'Eurocode 8 ; b. pour la catégorie de site rocher, $R_{RUP}=20$ km et deux magnitudes ; c. pour la catégorie de site rocher, $M_W=6.0$ et deux distances.

du contenu fréquentiel au cours du temps (pas de variation de B). Pour un même site et une distance fixe, la fréquence centrale décroît plus rapidement pour la magnitude la plus élevée. Pousse *et al.* (2006) ne trouvent pas de dépendance de A à la magnitude mais une dépendance du coefficient B alors que les résultats de Sabetta et Pugliese (1996) suggèrent un coefficient A contrôlé par la magnitude. Enfin, les résultats de Pousse *et al.* (2006) montrent l'effet de la distance à la fois sur le coefficient A et le coefficient B . Le contenu fréquentiel, pour un même site et une magnitude fixe, est plus hautes fréquences à courte distance au temps zéro et décroît plus rapidement à courte distance. Contrairement aux résultats de Sabetta et Pugliese (1996), la fréquence centrale est dans l'étude de Pousse *et al.* (2006) fortement contrôlée par la classe de site et la distance, et très peu par la magnitude.

⇒ Conclusions :

Les trois études précédentes ayant cherché à caractériser la fréquence centrale trouvent des résultats différents et des dépendances avec les variables explicatives variées. Une analyse théorique est donc requise pour contraindre les variations de la fréquence centrale au cours d'un enregistrement sismique.

4.3.1.3.2 Caractérisation théorique de l'évolution du comportement fréquentiel au cours du temps.

Afin d'avoir une première idée sur les variations de la fréquence centrale au cours du temps avec la magnitude de moment et la distance à la rupture, une définition simplifiée de la densité spectrale de Boore (2003) a été utilisée à la manière de Rathje *et al.* (2004). La définition choisie est la même que celle utilisée à la figure 1.33c et est la suivante :

$$G(f) = \frac{1}{T_{TOT}} \times \left[\frac{0.78M_0}{R} \times \frac{f^2}{1 + (f/f_c)^2} \times \exp(-\pi\kappa_0 f) \times \exp\left(\frac{-\pi Rf}{VQ}\right) \right]^2 \quad (4.16)$$

où f_c est la fréquence coin en Hz définie comme à l'équation 1.8, M_0 le moment sismique en dyne.cm (1 dyne.cm = 10^{-7} N.m) défini comme à l'équation 1.9 (voir section 1.1.3.1), R représente la distance à la rupture, T_{TOT} la durée totale du signal qui correspond approximativement à l'inverse de la fréquence coin et κ_0 le terme d'atténuation des hautes fréquences spécifique au site, choisi ici égal à 35 ms. La chute de contrainte nécessaire à la définition de la fréquence coin est choisie égale à 80 bars. Dans cette équation, les paramètres V , décrivant la vitesse des ondes, et Q , décrivant le facteur de qualité, vont être définis à la fois pour les ondes P et les ondes S. On a choisi $V_P=6$ km/s et $V_S=3.5$ km/s. Le choix des modèles d'atténuation anélastique est plus complexe car le Japon est caractérisé par des régions avec des comportements très différents (figure 2.3) et qu'il existe des modèles très divers dans la littérature. Dans cette application, nous avons choisi d'explorer l'impact de trois modèles d'atténuation anélastique différents, qui sont représentés à la figure 4.15. La fréquence centrale va être calculée à partir de cette densité spectrale en réalisant un calcul de rapports spectraux comme définie à l'équation 1.20 pour différentes magnitudes et distances.

Dans un premier temps, nous allons analyser les variations du logarithme de la fréquence centrale des ondes P avec la magnitude et la distance pour des modèles d'atténuation différents. Dans un second temps, nous nous intéresserons aux variations de la différence entre le logarithme de la fréquence centrale des ondes S et celui des ondes P.

⇒ Dépendances théoriques du logarithme de la fréquence centrale des ondes P :

La figure 4.16 présente les variations du logarithme de la fréquence centrale du spectre des ondes P à partir de trois modèles d'atténuation anélastique différents (figure 4.15). $\ln(F_{CP})$ décroît de manière non linéaire avec la magnitude, avec une pente de décroissance plus forte pour les magnitudes comprises entre 4.5 et 5.75. Ce comportement non linéaire avec la magnitude avait déjà été noté précédemment par Rathje *et al.* (2004). D'autre part, $\ln(F_{CP})$ varie peu en champ proche puis décroît de manière plus ou moins importante avec la distance selon le modèle d'atténuation et suivant la magnitude. Cette décroissance est linéaire avec R_{RUP} .

⇒ Dépendances théoriques de l'écart entre $\ln(F_{CS})$ et $\ln(F_{CP})$:

Les variations de la fréquence centrale au cours d'un enregistrement sismique ne sont pas simples à analyser. Une manière simple de représenter ces variations est de calculer l'écart entre le logarithme de la fréquence centrale des ondes S et celui des ondes P, et d'étudier ces dépendances à la magnitude et à la distance. Pour ce faire, dans la définition du spectre (équation 4.16), nous

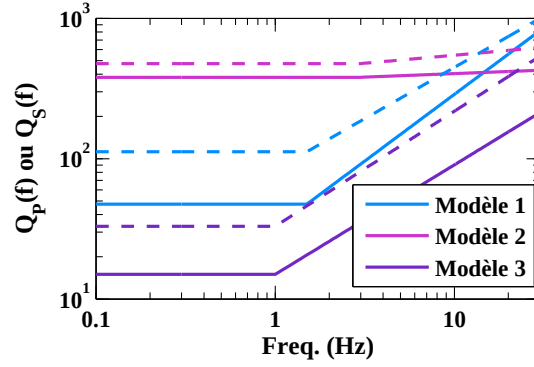
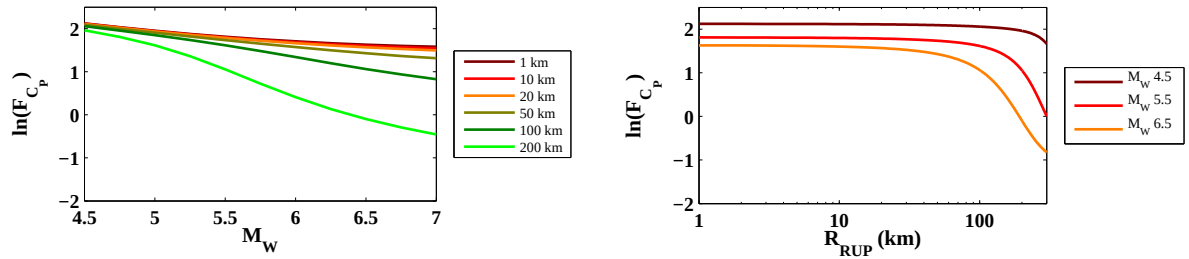
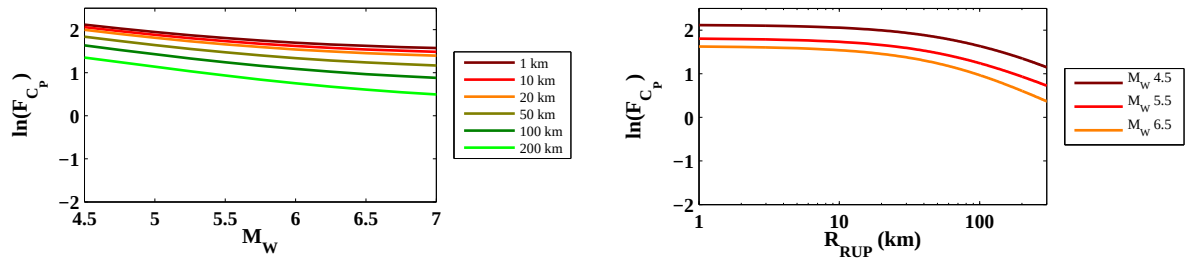


Figure 4.15 : Représentation des modèles d'atténuation anélastique sélectionnés en fonction de la fréquence. Les traits pleins représentent les modèles de $Q_P(f)$ et les traits pointillés les modèles de $Q_S(f)$. Modèle 1 : $Q_{P1}(f) = 32.26f^{0.95}$ et $Q_{S1}(f) = 19.23f^{0.66}$ d'après [Yoshimoto et al. \(1993\)](#) et déterminés dans la région de Kanto au Japon entre 1.5 et 24 Hz. Modèle 2 : $Q_{P2}(f) = 360f^{0.05}$ et $Q_{S2}(f) = 420f^{0.114}$ d'après [Masuda \(1988\)](#) et déterminés dans la partie nord-est du Japon entre 3 et 42 Hz. Modèle 3 : $Q_{P3}(f) = 15f^{0.78}$ et $Q_{S3}(f) = 33f^{0.82}$ d'après [Kinoshita \(2008\)](#) et déterminés dans la région de Kanto au Japon entre 1 et 10 Hz.

(a) Modèle de $Q_P(f)1$



(b) Modèle de $Q_P(f)2$



(c) Modèle de $Q_P(f)3$

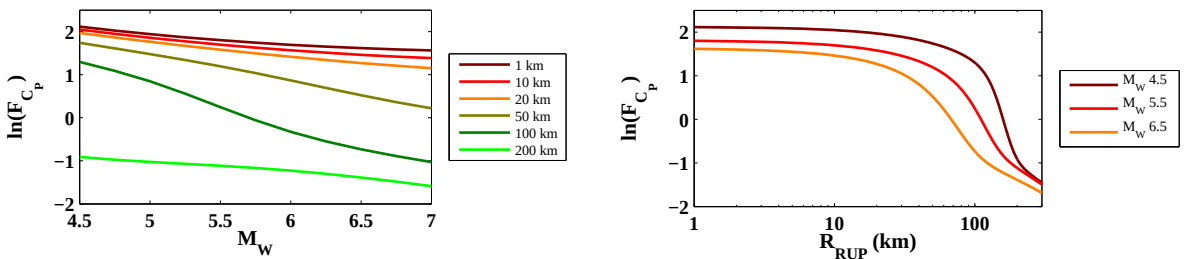


Figure 4.16 : Représentation théorique des variations du logarithme de la fréquence centrale des ondes P avec la magnitude de moment et la distance à la rupture pour trois modèles d'atténuation différents (figure 4.15).

allons faire varier les vitesses et les facteurs de qualité. La variation de la vitesse a un impact sur la fréquence coin qui est ainsi plus élevée dans le cas des ondes P. La différence de vitesse intervient aussi dans le terme d'atténuation anélastique mais influence très peu ce terme. Par contre, le facteur de qualité contrôle davantage ce terme et, comme nous l'avons déjà remarqué, l'atténuation anélastique peut être très différente suivant les modèles envisagés. C'est pourquoi plusieurs modèles d'atténuation anélastique sont testés (figure 4.15).

La figure 4.17 présente l'écart entre $\ln(F_{CS})$ et $\ln(F_{CP})$ en fonction de la magnitude et de la distance pour trois modèles d'atténuation. On constate premièrement que cet écart est quasiment toujours négatif, confirmant une décroissance de la fréquence centrale entre l'onde P et l'onde S, c'est à dire une décroissance au cours de l'événement sismique. Deuxièmement, l'écart entre $\ln(F_{CS})$ et $\ln(F_{CP})$ est peu influencé par la magnitude mais davantage par la distance. Toutefois, le comportement de cet écart avec la distance est complexe puisque très variable suivant le modèle d'atténuation envisagé. Dans certain cas, en champ lointain l'écart décroît et pour d'autres modèles d'atténuation, l'écart augmente avec la distance. On peut donc s'attendre à de grandes variations régionales et à une variabilité élevée de la mesure de l'écart entre $\ln(F_{CS})$ et $\ln(F_{CP})$, c'est à dire du coefficient B dans la modélisation de la fréquence centrale au cours du temps.

4.3.1.3.3 Détermination de la fréquence centrale au cours du temps à partir de la nouvelle base de données japonaise

Pour analyser l'évolution du contenu fréquentiel au cours du temps, une analyse des mouvements sismiques en temps-fréquence est requise. La méthode la plus simple consiste à évaluer la transformée de Fourier de petites fenêtres temporelles glissant le long de la trace temporelle. Cette représentation en temps-fréquence peut être notée sous la forme suivante :

$$W(\tau, f) = \int_{-\infty}^{\infty} x(t)w(t - \tau, f)dt \quad (4.17)$$

où $w(t, f)$ correspond à la fenêtre avec laquelle le signal $x(t)$ est multiplié, τ est la variable temporelle et f la variable fréquentielle. Dans le cas de la transformée de Fourier à fenêtre glissante (*Short time Fourier transform*), la fenêtre glissante est décrite telle que :

$$w(t, f) = \Delta(t, f)e^{-i2\pi ft} \quad (4.18)$$

où la fonction $\Delta(t, f)$ détermine la forme de la fenêtre temporelle. Cette fenêtre temporelle a généralement une durée fixe, indépendante de la fréquence et prend la forme d'une fonction porte ou d'une fonction gaussienne, par exemple. Sabetta et Pugliese (1996) puis Pousse *et al.* (2006) ont notamment utilisé une fonction gaussienne de durée fixe glissant le long du signal pour évaluer la fréquence centrale. Les représentations temps-fréquences d'un signal test avec des fréquences bien distinctes réalisées à partir d'une fonction porte et d'une fonction gaussienne sont montrées à la figure 4.18. Le spectrogramme obtenu avec une fonction porte présente des contours irréguliers

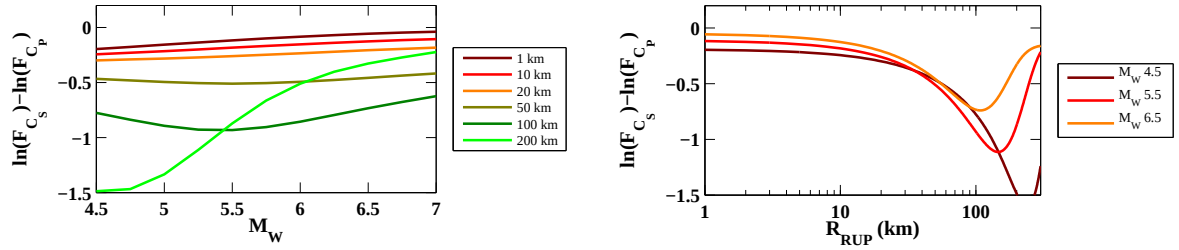
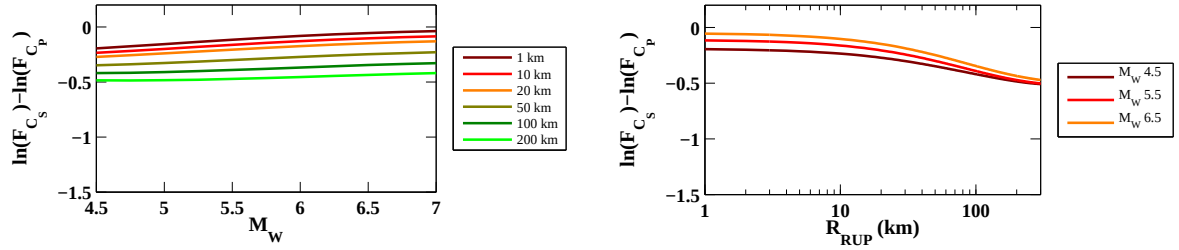
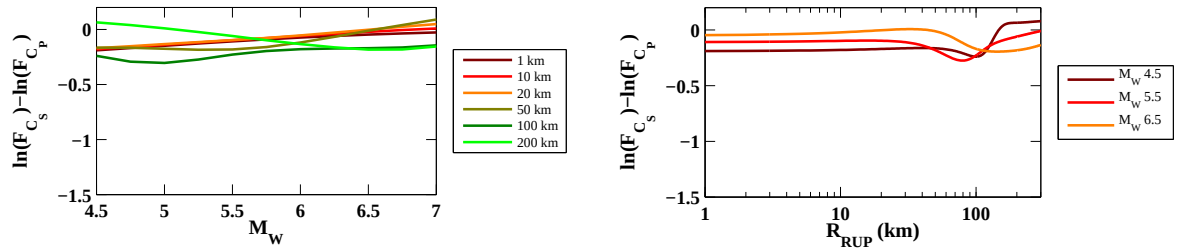
(a) Modèle de $Q(f)1$

 (b) Modèle de $Q(f)2$

 (c) Modèle de $Q(f)3$


Figure 4.17 : Représentation théorique des variations de l'écart entre le logarithme de la fréquence centrale des ondes S et celui des ondes P avec la magnitude de moment et la distance à la rupture pour trois modèles d'atténuation différents (figure 4.15).

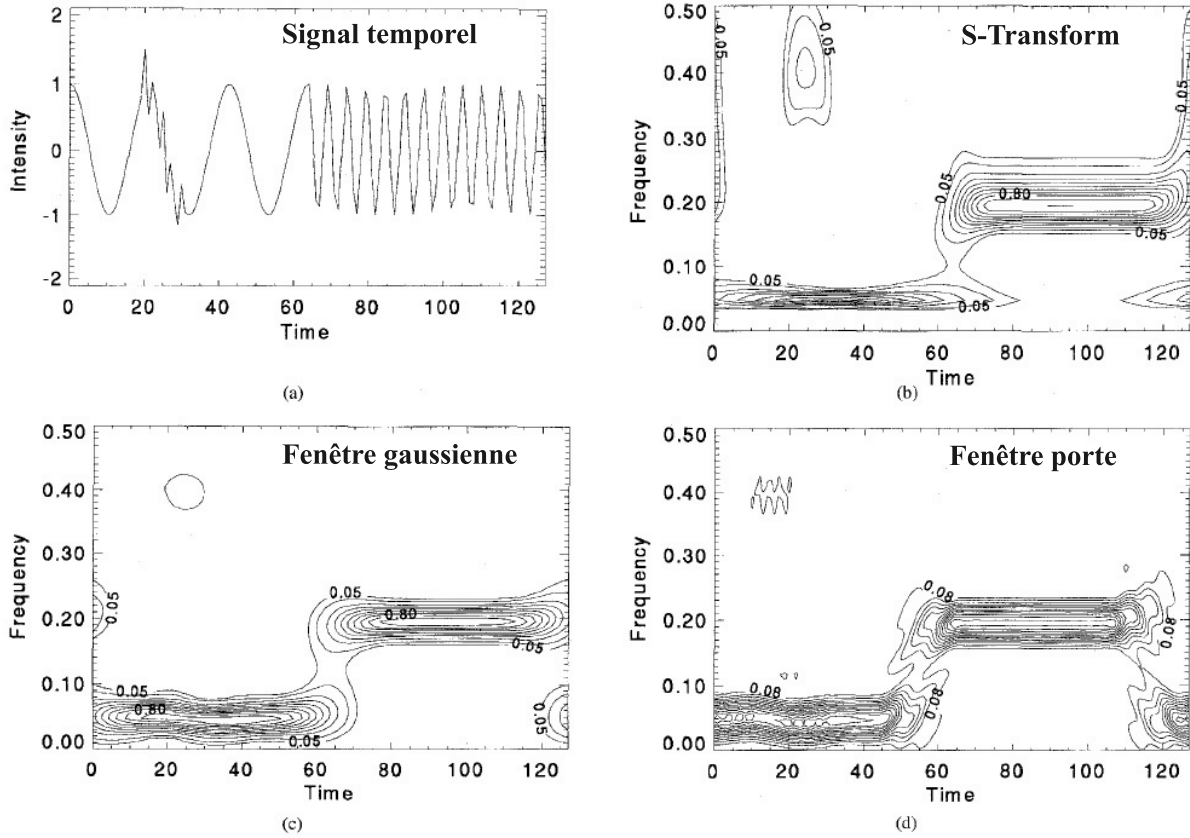


Figure 4.18 : Comparaison de représentations temps-fréquences réalisées à partir de différentes techniques. D'après [Stockwell et al. \(1996\)](#). a) Trace temporelle synthétique composée d'un signal basse fréquence dans la première moitié de temps et d'un signal de fréquence plus élevée dans la deuxième moitié du temps. Dans la première moitié de temps, aux environs de $t=20$ s, un signal très bref et haute fréquence est ajouté. La fonction est la suivante : $h[0 : 63] = \cos(2\pi t \times 6.0/128.0)$, $h[63 : 127] = \cos(2\pi t \times 25.0/128.0)$ et $h[20 : 30] = h[20 : 30] + 0.5 \times \cos(2\pi t \times 52.0/128.0)$. b) Amplitude de la transformée de Stockwell du signal en a. Notons la bonne résolution en fréquence pour le signal avec $f=6/128$ Hz ainsi qu'une bonne résolution en temps pour le signal avec $f=52/128$ Hz. c et d) Amplitude de la transformée de Fourier à fenêtre glissante de la trace temporelle en a, en utilisant en c, une fenêtre gaussienne fixe pour laquelle l'écart-type vaut 16 unités; et en d, la fenêtre est une fonction porte dont la longueur est de 20 unités. Dans le cas c, le signal très haute fréquence est lissé du fait de la pauvre résolution temporelle de la transformée de Fourier à fenêtre glissante.

qui ne font pas partie du signal. L'utilisation d'une fonction gaussienne permet d'éliminer ces irrégularités. Cependant, l'amplitude des événements de très courtes durées (hautes fréquences) n'est pas retrouvée lorsque la fenêtre temporelle sur laquelle le spectre est calculé est trop grande par rapport à la durée de l'événement. Afin de résoudre ce problème, la longueur de la fenêtre peut être définie en fonction de la fréquence, comme c'est le cas notamment de la transformée de [Stockwell et al. \(1996\)](#) (*S-transform*) dont la fenêtre s'écrit de la manière suivante :

$$w(t, f) = \frac{|f|}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2 f^2}{2}} e^{-i2\pi f t} \quad (4.19)$$

La transformée de Stockwell du signal $x(t)$ est alors exprimée dans l'espace temps-fréquence par :

$$S(\tau, f) = \int_{-\infty}^{\infty} x(t) \frac{|f|}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(t-\tau)^2 f^2}{2}} e^{-i2\pi f t} \quad (4.20)$$

D'après l'équation 4.20, la transformée de Stockwell correspond donc à la transformée de Fourier, évaluée à chaque instant τ . En effet, en sommant la transformée de Stockwell, on peut montrer que l'on retrouve la transformée de Fourier $X(f)$ de $x(t)$:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} S(\tau, f) d\tau = X(f) \quad (4.21)$$

On peut constater à la figure 4.18 qu'avec la transformée de Stockwell, il est possible d'identifier le signal haute fréquence entre 20 et 30 s qui était mal détecté avec une transformée de Fourier à fenêtre glissante de durée constante.

Pour la caractérisation des variations du contenu fréquentiel au cours du temps d'un enregistrement sismique, la transformée de Stockwell présente donc plusieurs avantages. Tout d'abord, elle permet de part la variation de la taille de la fenêtre gaussienne avec la fréquence d'identifier les différentes fréquences composant un signal sismique, même les signaux brefs à hautes fréquences. Un autre avantage est une meilleure résolution en temps, puisqu'à partir de cette technique le contenu fréquentiel est défini en chaque pas de temps. Ainsi, il est possible d'évaluer la fréquence centrale pour des enregistrements très courts. Toutefois, on peut constater à la figure 4.18 que contrairement au cas c de la fenêtre glissante gaussienne de taille fixe qu'il y a des effets de bords, puisque toutes les fréquences sont représentées au temps zéro ainsi qu'à la fin du signal en temps.

Plusieurs étapes de traitement ont été opérées sur les signaux accélérométriques de la nouvelle base de données japonaise d'enregistrements de surface au rocher afin de déterminer la fréquence centrale au cours du temps ($F_C(t)$). Les figures 4.19, 4.20, 4.21 et 4.22 illustrent les différentes étapes de traitement à partir d'exemples réels. Les différentes étapes de traitement sont les suivantes :

1. Sélection des traces temporelles possédant au moins 2.5 s de bruit avant le début des arrivées des ondes P. Le temps d'arrivée des ondes P a été pointé manuellement sur chaque enregistrement au préalable. 64 enregistrements ont été éliminés à cette étape.
2. Sélection des différentes fenêtres temporelles utiles à partir des deux composantes horizontales (figures 4.19, 4.20, 4.21 et 4.22 du haut) :
 - Sélection d'une fenêtre temporelle de signal entre deux temps caractéristiques : entre le début de l'arrivée des ondes P et le temps correspondant au moment où le signal a atteint 95% de l'intensité d'Arias cumulée. La fréquence centrale est

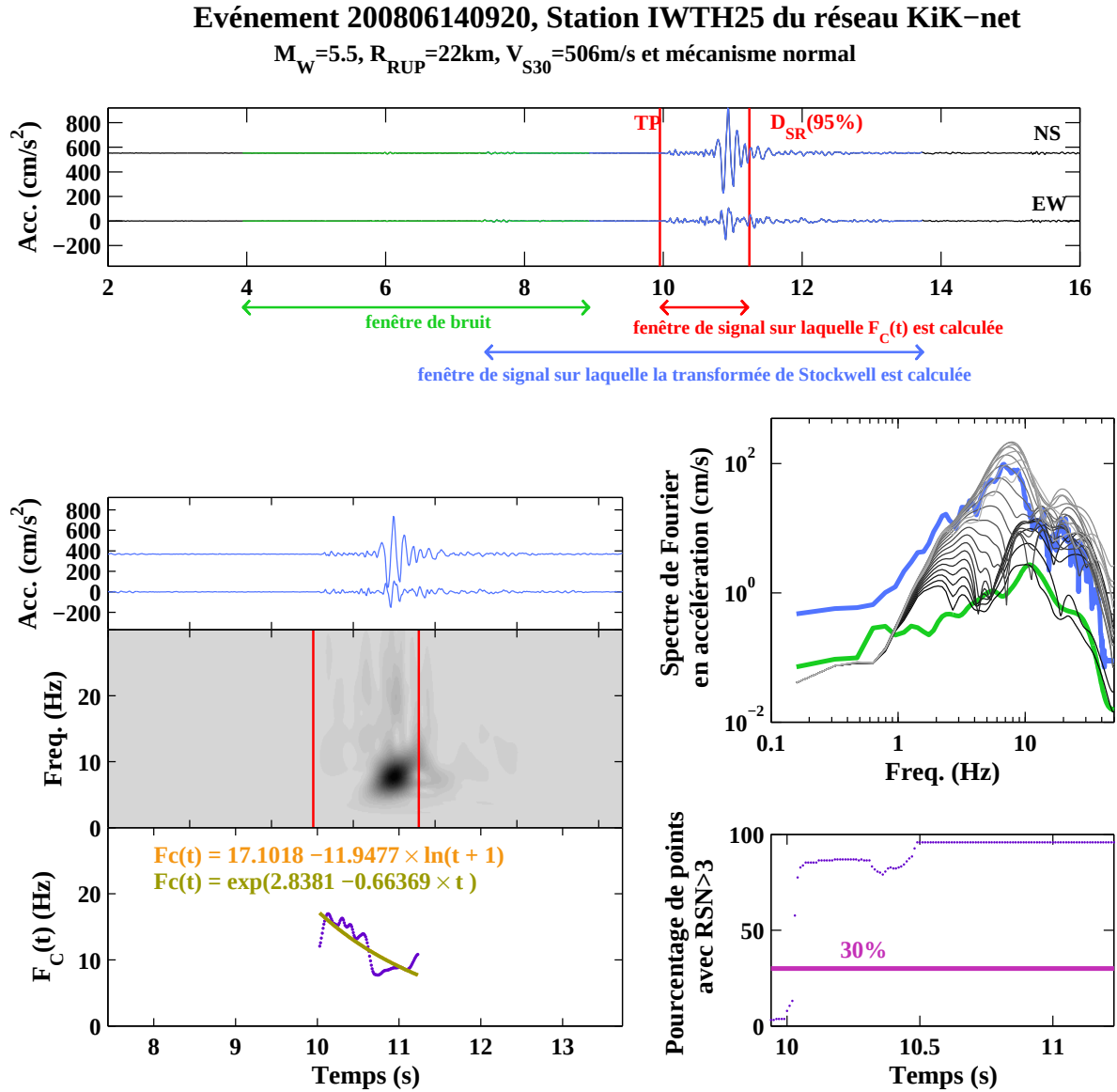


Figure 4.19 : Illustration de la méthode de calcul de la fréquence centrale au cours du temps à partir d'un exemple réel pour lequel la durée du signal est très courte (avec une transformée de Fourier à fenêtre glissante de durée constante, c'est à dire indépendante de la fréquence, il n'aurait pas été possible d'avoir cette résolution dans le cas de cet exemple). Sur la figure du haut, sont représentées les deux traces temporelles des composantes horizontales avec les différentes fenêtres de sélection. Sur la figure du bas à gauche, sont de nouveau représentées les traces temporelles sélectionnées et identifiées en bleu clair, c'est à dire entre $TP-250$ points et $D_{SR}(95\%)+250$ points. La transformée de *Stockwell et al. (1996)* est ensuite calculée sur cette fenêtre de temps (les teintes les plus foncées correspondent aux zones les plus énergétiques). Il est aussi possible d'observer les transformées de Fourier au cours du temps sur la figure à droite au milieu où sont représentées : en bleu, la transformée de Fourier du signal entier ; en vert, celle de la fenêtre de bruit ; dans des teintes de gris, les transformées de Fourier à différents temps de la fenêtre de signal courte, allant du noir au début du signal vers le blanc à la fin du signal. Pour chaque pas de temps, le rapport signal sur bruit (RSN) est calculé et $F_C(t)$ est ensuite calculée seulement lorsque au moins 30% du vecteur fréquence possède un rapport signal sur bruit supérieur à 3. Finalement, les paramètres A et B sont déterminés par régression si $F_C(t)$ est déterminé pour au moins 50% des points de la fenêtre temporelle. Le modèle en jaune-orangé est équivalent à celui défini par *Pousse et al. (2006)* et le modèle en vert-kaki est celui qui a été choisi dans le cadre de cette étude.

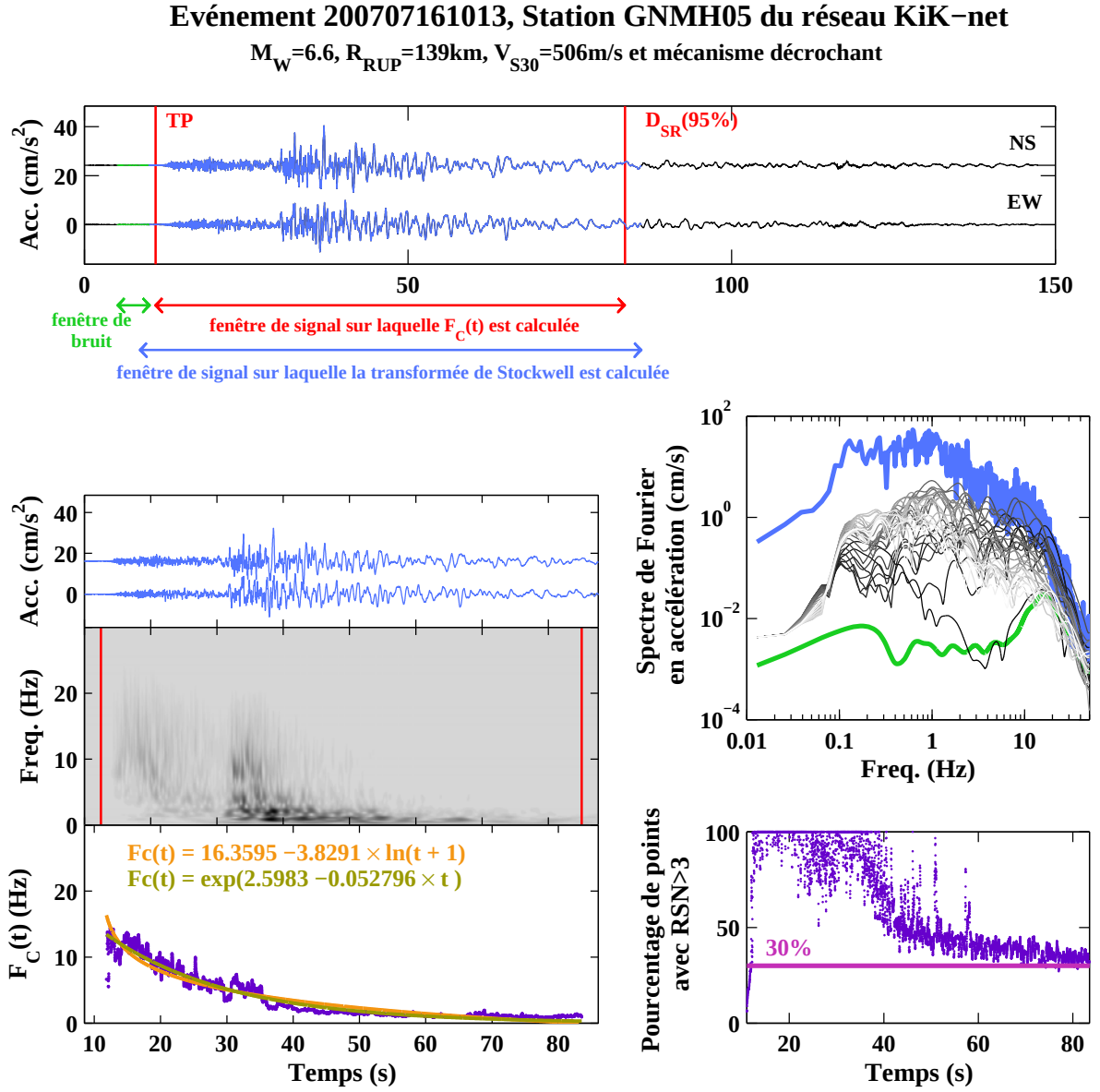


Figure 4.20 : Légende voir figure 4.19. Illustration d'un exemple pour lequel la durée du signal est importante et le signal davantage affecté par le bruit. La limite de 30% du vecteur fréquence avec un rapport signal sur bruit supérieur à 3 a pu être fixée en analysant la mesure de la fréquence centrale sur des signaux comme celui en exemple sur cette figure. Cette limite permet d'éliminer certains points en début de signal liés à un pointage manuel de l'onde P approximatif et d'éliminer en fin de signal les points de signal d'amplitude similaire ou inférieure à celle du bruit. Le choix d'une limite supérieure à 30% aurait engendré une élimination d'un trop grand nombre de points en fin de signal, ce qui aurait biaisé la détermination des coefficients A et B. On peut constater que la fréquence centrale mesurée avec ce seuil de 30% (figure gauche en bas) est en accord avec l'énergie observée dans l'analyse temps-fréquence (figure gauche au milieu).

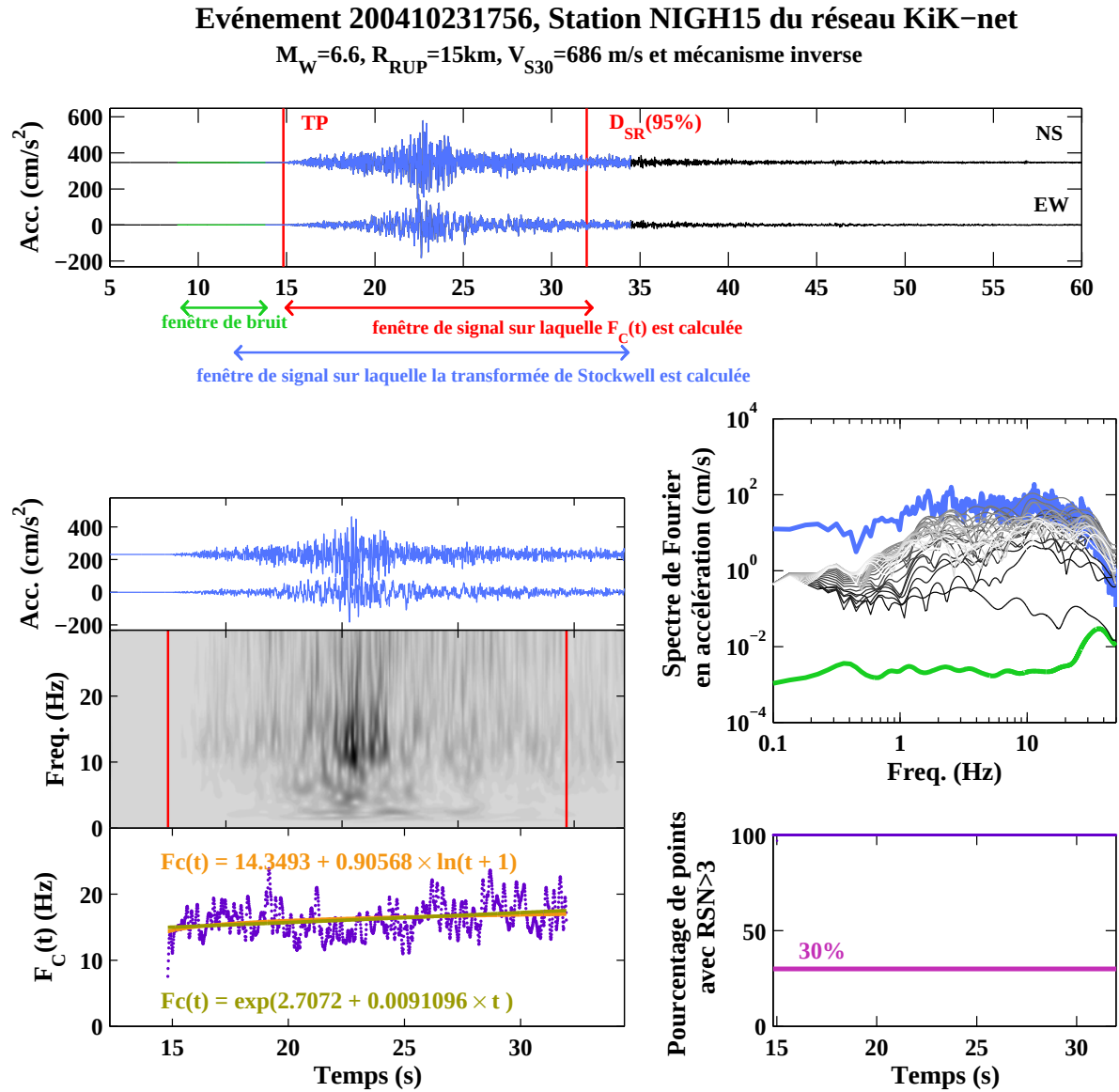


Figure 4.21 : Légende voir figure 4.19. Illustration d'un exemple pour lequel le coefficient B déterminé est positif dans le cas d'un scénario de champ proche. Dans cet exemple, on constate que le signal a un contenu fréquentiel large bande, enrichie en hautes fréquences, même au delà de 30 Hz. Le coefficient A déterminé est d'ailleurs relativement élevé. Pour rappel, les capteurs accélérométriques japonais ont une fréquence de coupure à 30 Hz (voir chapitre 2). Dans le cas de ce signal, le coefficient B défini positif peut être dû à un biais que l'on peut relier à la réponse instrumentale.

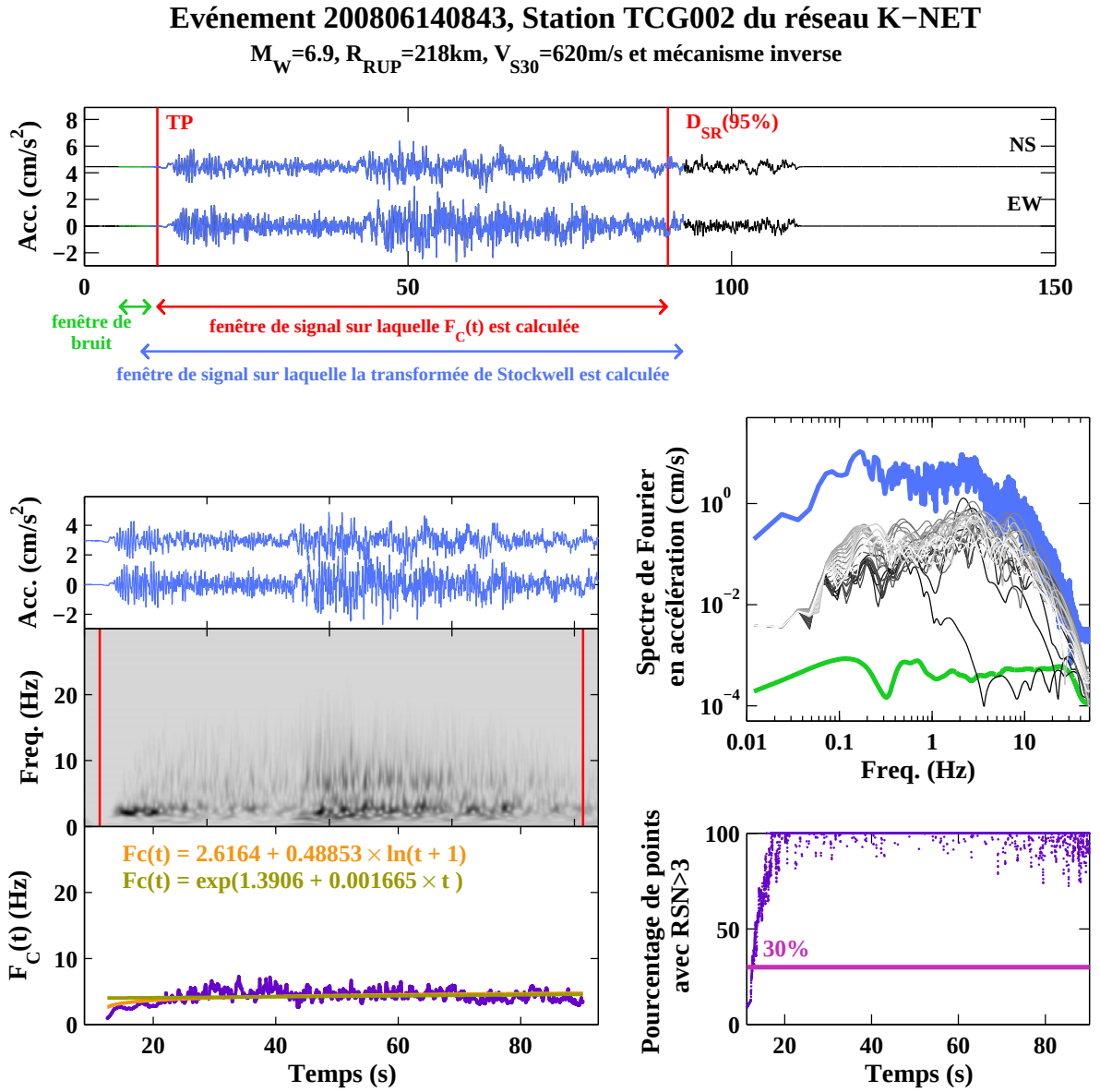


Figure 4.22 : Légende voir figure 4.19. Illustration d'un exemple pour lequel le coefficient B déterminé est positif dans le cas d'un scénario en champ lointain. Dans cet exemple, le contenu fréquentiel est approximativement constant durant toute la durée du signal, et à l'inverse de la figure 4.21, le contenu fréquentiel est en moyenne plus basses fréquences (ceci se concrétise par un coefficient A nettement plus faible que dans le cas de la figure 4.21). Le contenu fréquentiel hautes fréquences a été atténué, ce qui explique le peu de différences du contenu fréquentiel entre ondes P et ondes S .

calculée entre ces deux temps (représentée en rouge sur les figures 4.19, 4.20, 4.21 et 4.22 du haut).

- Sélection d'une fenêtre temporelle de signal allongée correspondant à la fenêtre précédente plus ou moins 2.5 s de part et autre des deux temps caractéristiques. La fenêtre a été allongée pour calculer la transformée de Stockwell et ainsi limiter les effets de bord (représentée en bleu sur les figures 4.19, 4.20, 4.21 et 4.22 du haut).
 - Sélection d'une fenêtre de bruit dont la taille dépend de la durée de bruit disponible avant l'arrivée de l'onde P. Cette fenêtre de bruit est égale à 1 s, 2 s ou 5 s. La fin de cette fenêtre de bruit est sélectionnée à 1 s du début du pointée de l'arrivée des ondes P (représentée en vert sur les figures 4.19, 4.20, 4.21 et 4.22 du haut).
3. Pour chacune des fenêtres temporelles sélectionnées et pour les deux composantes horizontales, la moyenne des traces temporelles est éliminée.
 4. Apodisation ou multiplication par une fenêtre de pondération conique de Tukey à 5% des différentes fenêtres temporelles sélectionnées.
 5. Ajout de zéros à la fenêtre temporelle de bruit afin que cette fenêtre ait la même durée que celle du signal allongé. Ces zéros sont également répartis au début et à la fin de la fenêtre de bruit.
 6. Les deux composantes horizontales de chaque fenêtre temporelle sont réunies dans le plan complexe.
 7. Calcul de la transformée de Fourier de la fenêtre temporelle du bruit complexe et lissage de ce spectre à partir du filtre de Konno et Ohmachi (1998) ($b = 20$).
 8. Calcul de la transformée de Stockwell sur la fenêtre de signal allongée. L'utilisation de la transformée de Stockwell, comme cela a été discuté précédemment, permet de traiter des signaux avec une durée de phase forte courte, comme c'est le cas de l'exemple à la figure 4.19.
 9. Détermination du rapport signal sur bruit à chaque pas de temps. Seules les fréquences inférieures à 30 Hz pour lesquelles le rapport signal sur bruit est supérieur à 3 sont sélectionnées. Pour les fréquences supérieures à 30 Hz, le contenu fréquentiel est affecté par la réponse instrumentale, similaire à un filtre Butterworth à 3 pôles de fréquence de coupure 30 Hz (figure 2.4). Pour cette raison, nous avons limité le calcul de la fréquence centrale à 30 Hz. Toutefois, comme on peut l'observer à la figure 4.21, certains signaux sont caractérisés par un contenu fréquentiel enrichi en hautes fréquences. Dans le cas de ces signaux, l'effet de la réponse instrumentale va biaiser l'évaluation de la fréquence centrale.

10. La fréquence centrale est calculée pour chaque pas de temps de la fenêtre de temps court à partir du rapport des moments spectraux :

$$M_j = \int_0^{+\infty} f^j PS(f) df \quad j = 0, 1, 2 \quad (4.22)$$

$$F_C = \frac{M_1}{M_0} \quad (4.23)$$

Ainsi, la mesure de la fréquence centrale requière le calcul au préalable de l'aire de la densité spectrale $PS(f)$. Nous imposons qu'il faut au moins 30% de la longueur de ce vecteur fréquence avec un bon rapport signal sur bruit pour que cette aire soit calculée. Cette limite fixée à 30% permet d'éliminer des points en début de signal, introduits dans la fenêtre du fait d'un pointage approximatif de l'onde P (exemple des figures 4.19, 4.20 et 4.22). Cette limite permet aussi d'éliminer les points en temps avec un très mauvais rapport signal sur bruit (généralement les derniers points de la fenêtre temporelle sélectionnée). La figure 4.20 présente l'exemple d'un signal où la fin de la fenêtre temporelle sélectionnée possède seulement 30% du vecteur fréquence avec un bon rapport signal sur bruit. D'autres valeurs de pourcentages ont été testées, et nous avons estimé que 30% du vecteur fréquence est suffisant pour évaluer la fréquence centrale.

11. Une condition a été incluse afin de vérifier que la fréquence centrale a été déterminée pour au moins 50% des points de la fenêtre temporelle courte. Tous les enregistrements conservés à ce stade (2293 enregistrements) valident ce critère.
12. Évaluation par régression des coefficients A et B à partir d'un nouveau modèle décrivant l'évolution de la fréquence centrale au cours du temps :

$$F_C(t) = \exp(A + B \times t) \quad (4.24)$$

Les coefficients A et B ont finalement été évalués pour 2293 enregistrements de la base de données japonaise sur les 2357 enregistrements initiaux avec $M_W \geq 4.5$. Les valeurs de A s'étendent de 1.25 à 3.22 correspondant à une variation de la fréquence centrale en début de signal de 3.5 Hz à 25 Hz et les valeurs de B s'étendent de -0.66 à des valeurs de B positives avec un maximum de 0.04. La figure 4.23 présente les distributions des observations des coefficients A et B que nous avons normalisées pour une meilleure représentation. Le mode de la distribution de $\exp(A)$ est de 15 Hz et celui de la distribution de B de -0.007 (mode de $\ln(-(B-0.05))$ équivalent à -2.85). Sur les 2293 valeurs de B , 201 sont positives comme les exemples des figures 4.21 et 4.22. Rappelons que les simulations théoriques de l'écart entre $\ln(F_{CS})$ et $\ln(F_{CP})$ montraient l'éventualité d'avoir des valeurs positives dans quelques cas extrêmes (figure 4.17).

4.3.1.3.4 Vers des modèles de prédiction empiriques des paramètres A et B décrivant $F_C(t)$

Les valeurs des coefficients A et B sont représentées à la figure 4.24 en fonction de M_W , R_{RUP} et V_{S30} .

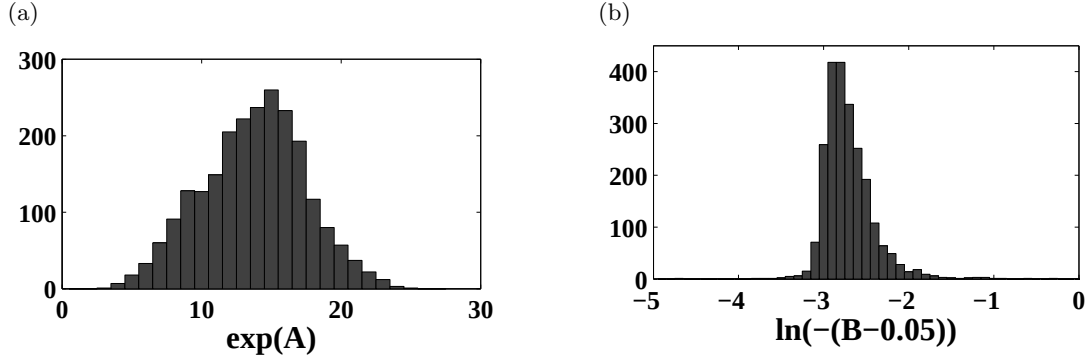


Figure 4.23 : Distributions des coefficients A et B déterminés à partir de 2293 enregistrements de la base de données japonaise d'enregistrements au rocher de surface avec des magnitudes supérieures à 4.5. Les enregistrements avec moins de 2.5 s de bruit n'ont pas été considérés.

Le coefficient A semble être particulièrement affecté par la distance puisqu'il décroît lorsque la distance à la rupture augmente et cela quels que soient la magnitude et le type de site. Une légère tendance à la décroissance du coefficient A avec la magnitude peut aussi être signalée. Les variations de A avec M_W et R_{RUP} correspondent à celles pressenties suite à l'étude théorique. Par contre, aucune tendance liée à V_{S30} n'est visible. Suite à ces résultats, un modèle empirique simple considérant seulement une dépendance linéaire du coefficient A avec la magnitude et la distance à la rupture a été choisi :

$$\exp(A_{ij}) = a_1 + a_2 \cdot M_{W_i} + b_1 \cdot R_{RUP_{ij}} + \delta W_{ij} + \delta B_i \quad (4.25)$$

Les coefficients associés à ce modèle sont donnés dans la table 4.6. Le coefficient associé au terme de magnitude est négatif comme dans le cas des études de Rathje *et al.* (2004) et de Sabetta et Pugliese (1996) alors qu'au préalable Pousse *et al.* (2006) déterminaient un coefficient positif. De plus, pour notre gamme de V_{S30} , le coefficient A ne semble pas varier en fonction du site alors que Pousse *et al.* (2006) définissaient un coefficient A nettement plus élevé pour les sites de type rocher (catégorie A suivant l'Eurocode 8) par rapport aux autres catégories.

Table 4.6 : Coefficients et valeurs d'incertitude obtenus par régression des valeurs de $\exp(A)$ en fonction de la forme fonctionnelle définie à l'équation 4.25.

a_1	a_2	b_1	ϕ	τ	σ
18.5526	-0.210580	-0.0418682	1.0564	2.8327	3.0233

La figure 4.24 révèle aussi une grande variabilité des valeurs du coefficient B , avec des dépendances moins marquées. $\ln(-(B - 0.05))$ décroît légèrement avec la distance en moyenne jusqu'à une certaine distance à partir de laquelle $\ln(-(B - 0.05))$ semble constant, ce qui signifie que la pente de décroissance de la fréquence centrale serait plus forte pour des enregistrements en champ proche. De plus, $\ln(-(B - 0.05))$ est aussi moins variable dans le cas des V_{S30} les plus forts et semble diminuer avec cette dernière variable. Les résultats ne montrent pas de dépendance entre $\ln(-(B - 0.05))$ et la magnitude. L'analyse théorique nous avait fait pressentir ce résultat,

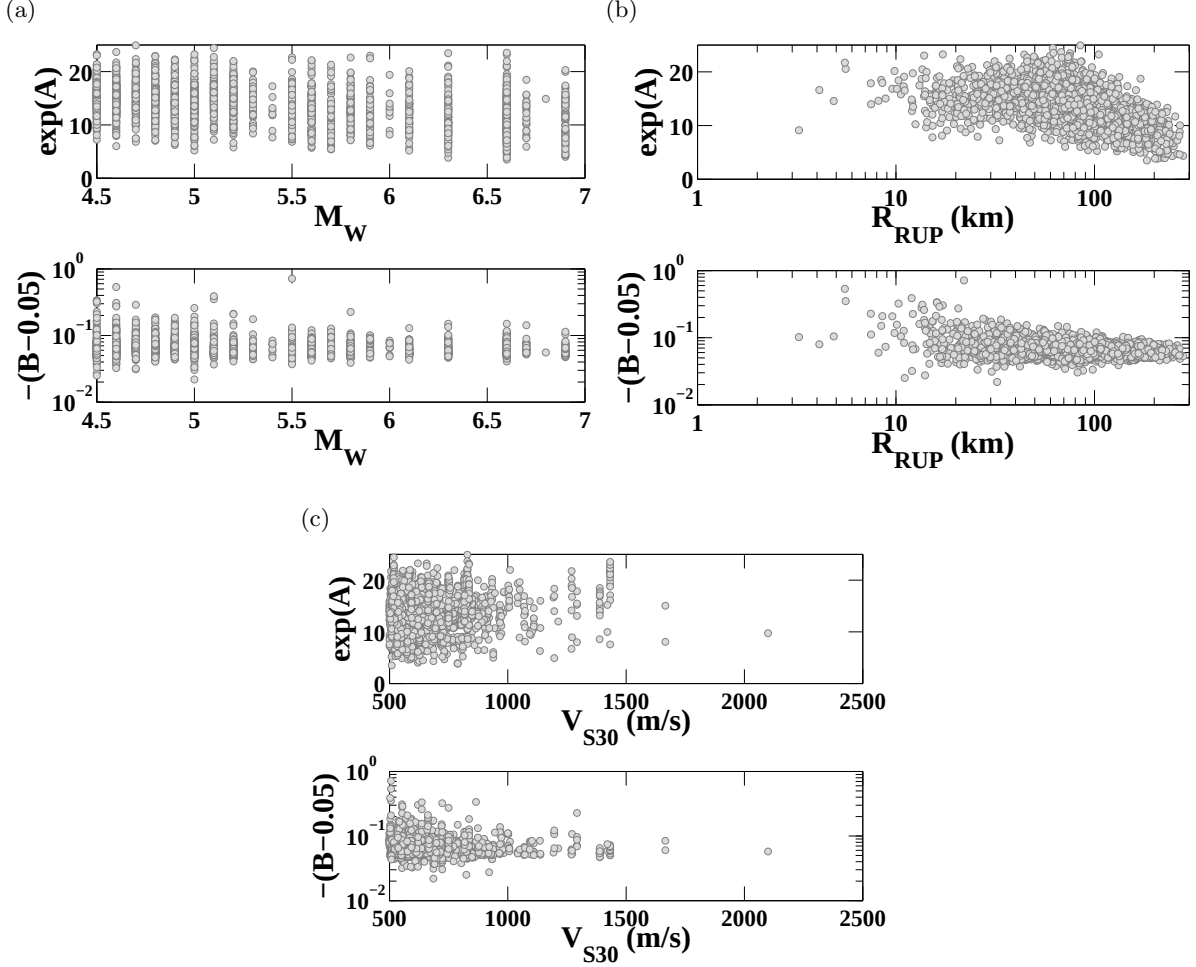


Figure 4.24 : Valeurs des coefficients A et B en fonction de M_W , R_{RUP} et V_{S30} déterminées à partir de 2293 enregistrements de la nouvelle base de données japonaise d'enregistrements au rocher de surface (les enregistrements avec moins de 2.5 s de bruit n'ont pas été considérés).

puisque à partir de modèles très simples une grande variabilité de la dépendance de l'écart entre $\ln(F_{CS})$ et $\ln(F_{CP})$ avec la distance était observée en fonction des modèles d'atténuation choisis. Cette observation devra être expliquée dans le futur avec des modèles de source et d'atténuation plus réalistes.

Finalement, un modèle de prédiction empirique du coefficient B considérant seulement les variables R_{RUP} et V_{S30} a été développé. Nous autorisons la variation de $\ln(-(B - 0.05))$ avec R_{RUP} jusqu'à une certaine distance que nous déterminons en minimisant les résidus.

$$\begin{aligned} \text{si } R_{RUP_{ij}} < 75 \text{ km} \quad \ln(-(B_{ij} - 0.05)) &= a_1 + b_1 \cdot \ln(R_{RUP_{ij}}) + c_1 \cdot \ln(V_{S30_j}/800) + \delta W_{ij} + \delta B_i \\ \text{sinon} \quad \ln(-(B_{ij} - 0.05)) &= a_2 + c_1 \cdot \ln(V_{S30_j}/800) + \delta W_{ij} + \delta B_i \end{aligned} \quad (4.26)$$

Les coefficients associés à ce modèle sont présentés dans la table 4.7. Nous déterminons des coefficients B légèrement plus négatifs pour les rochers les plus mous (pente de décroissance au cours du temps plus abrupte) alors que Pousse *et al.* (2006) trouvaient une dépendance du

coefficient B avec les classes de site faible aussi mais inversée. Ils observaient également des coefficients B moins négatifs pour les distances les plus importantes.

Table 4.7 : Coefficients et valeurs d'incertitude obtenus par régression des valeurs de $\ln(-(B - 0.05))$ en fonction de la forme fonctionnelle définie à l'équation 4.26.

a_1	a_2	b_1	c_1	ϕ	τ	σ
-2.80098	0.09444	-0.279245	-0.129261	0.085885	0.25606	0.27008

Les figures 4.25 et 4.26 présentent, pour les coefficients A et B respectivement, une comparaison des données dans des intervalles de magnitudes, distance et V_{S30} particuliers en fonction de ces trois paramètres. L'analyse des résidus inter-événements et intra-événements montre une bonne répartition de ces résidus dans le cas du coefficient A (figure 4.25d). Dans le cas de $\ln(-(B - 0.05))$ (figure 4.26d), une bonne répartition des résidus est aussi constatée, mis à part en champ proche où le modèle empirique sous-estime légèrement les observations. En effet, on peut remarquer à la figure 4.26a des valeurs de $\ln(-(B - 0.05))$ avec une plus grande variabilité pour des distances entre 0 et 20 km et pour les plus petites magnitudes. Cette légère sous-estimation va se traduire par une éventuelle sous-estimation de la pente de décroissance de la fréquence centrale en champ proche.

Finalement, les formes fonctionnelles que nous avons développées pour les coefficients A et B sont plus simples que celles développées par Pousse *et al.* (2006). Nous avons cependant justifié l'utilisation de formes fonctionnelles simples à partir d'une approche théorique, révélant au préalable une forte dépendance de la fréquence centrale au modèle d'atténuation et donc une forte variabilité pour ce paramètre.

4.3.2 Une meilleure prise en compte de la non stationnarité

Un point fort de la méthode stochastique développée par Pousse *et al.* (2006) est que les synthétiques générés sont à la fois non stationnaires en temps et en fréquence. Du fait des limites des développements initiaux de la méthode de Pousse *et al.* (2006), nous proposons de nouveaux développements pour prendre en compte cette non stationnarité en fréquence. Tout d'abord, la fonction de densité spectrale en chaque temps doit avoir une aire égale à l'unité afin que $PS(t, f)$ ait une aire égale à celle de l'intensité d'Arias, donnée par l'enveloppe temporelle $Pa(t)$. Par définition, la fonction de densité spectrale, $PS_\tau(f)$, est définie comme le module du spectre de Fourier en accélération, $S_\tau(f)$, en chaque temps au carré :

$$PS_\tau(f) = \frac{S_\tau(f)^2}{\int S_\tau(f)^2 df} \quad (4.27)$$

où

$$S_\tau(f) = \frac{\frac{(2\pi f)^2}{1+(f/f_c)^2}}{\sqrt{1 + [f/f_{m_\tau}]^8}} \quad (4.28)$$

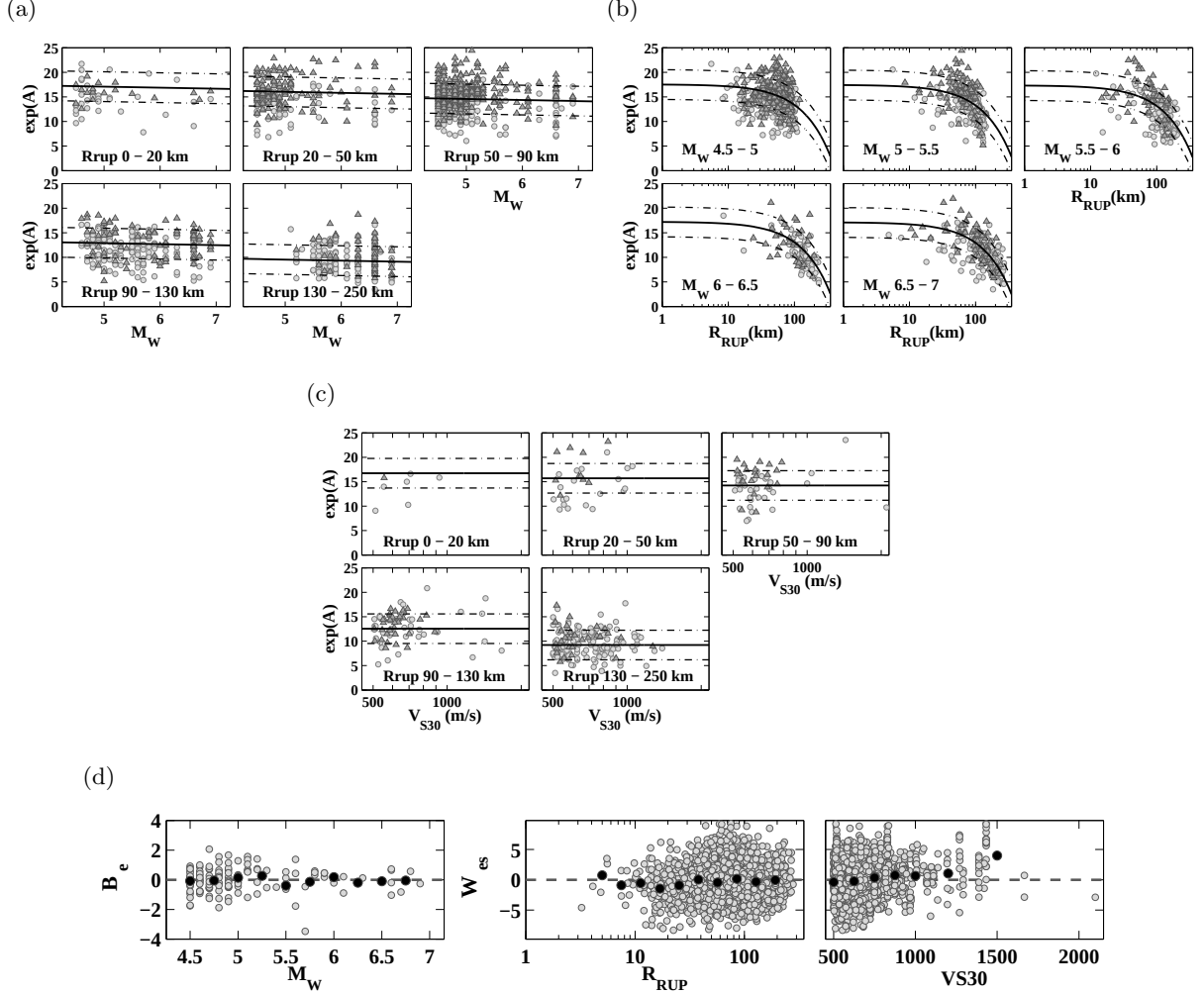


Figure 4.25 : Comparaison des valeurs du coefficient A (coefficient décrivant les variations de la fréquence centrale au cours du temps, équation 4.24) déduites des enregistrements de la nouvelle base de données japonaise au rocher avec les valeurs de A prédites à partir du modèle empirique (équation 4.25) développé à partir de cette même base de données. $\exp(A)$ est représenté en fonction de la magnitude et pour différents intervalles de distances (a), de la distance à la rupture pour différentes gammes de magnitudes (b) et avec dans les deux cas, $500 \leq V_{S30} < 600$ m/s. En c), $\exp(A)$ est représenté en fonction de V_{S30} pour différentes gammes de distance et pour $6.5 \leq M_W < 6.7$. La ligne noire continue représente le modèle de prédiction empirique médian et les lignes pointillées le modèle de prédiction empirique médian plus ou moins un écart-type. Les ronds correspondent aux données du réseau KiK-net, et les triangles à celles du réseau K-NET. En d), représentation des résidus inter-événements en fonction de la magnitude de moment et représentation des résidus intra-événements en fonction de la distance à la rupture et de V_{S30} . Les points noirs représentent la moyenne des résidus sur un petit intervalle de M_W , R_{rup} ou V_{S30} .

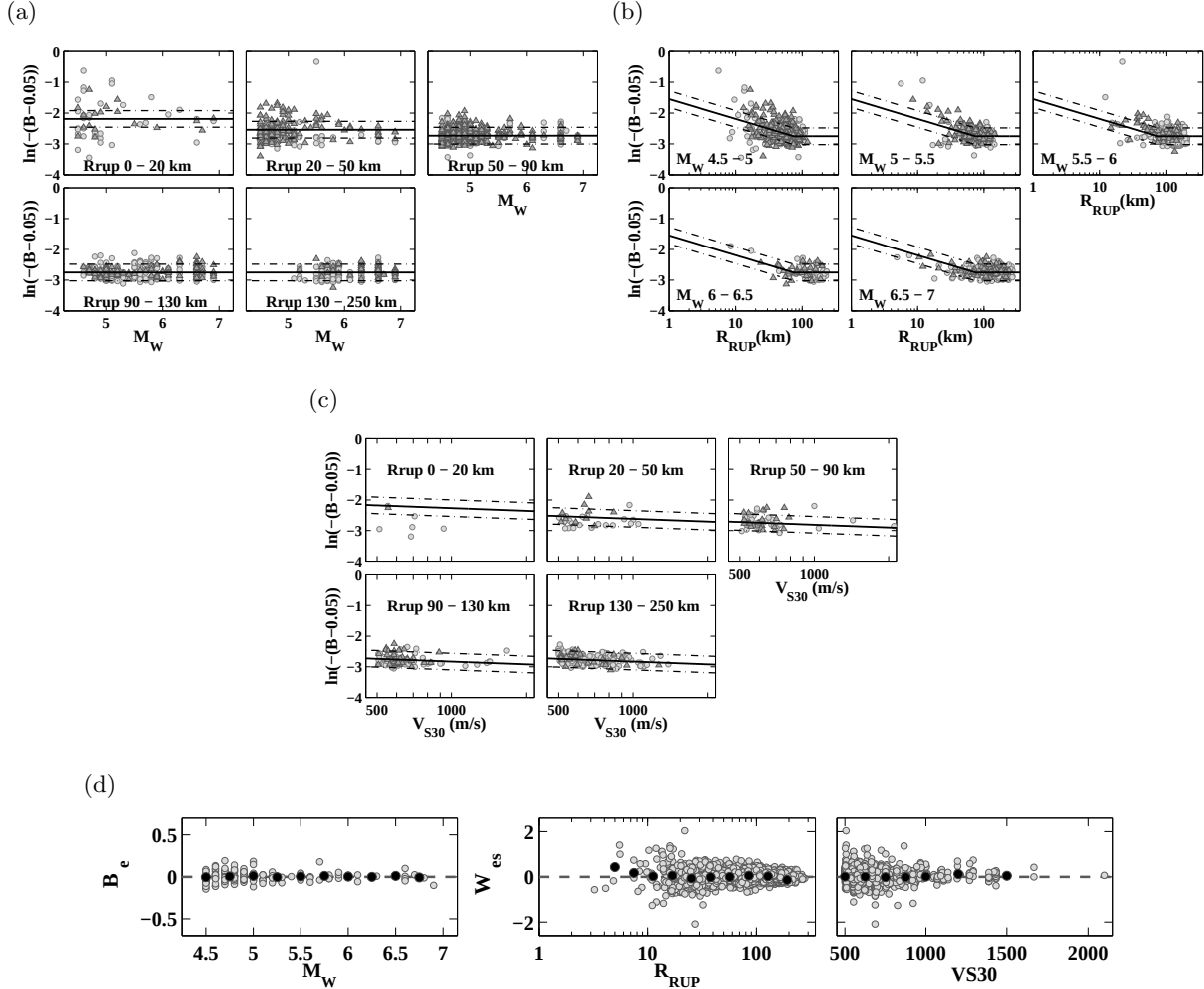


Figure 4.26 : Comparaison des valeurs du coefficient B (coefficient décrivant les variations de la fréquence centrale au cours du temps, équation 4.24) déduites des enregistrements de la nouvelle base de données japonaise au rocher avec les valeurs de A prédites à partir du modèle empirique (équation 4.26) développé à partir de cette même base de données. $\ln(-(B-0.05))$ est représenté en fonction de la magnitude et pour différents intervalles de distances (a), de la distance à la rupture pour différentes gammes de magnitudes (b) et avec dans les deux cas, $500 \leq V_{S30} < 600$ m/s. En c), $\ln(-(B-0.05))$ est représenté en fonction de V_{S30} pour différents gammes de distance et pour $6.5 \leq M_W < 6.7$. La ligne noire continue représente le modèle de prédiction empirique médian et les lignes pointillées le modèle de prédiction empirique médian plus ou moins un écart-type. Les ronds correspondent aux données du réseau KiK-net, et les triangles à celles du réseau K-NET. En d), représentation des résidus inter-événements en fonction de la magnitude de moment et représentation des résidus intra-événements en fonction de la distance à la rupture et de V_{S30} . Les points noirs représentent la moyenne des résidus sur un petit intervalle de M_W , R_{rup} ou V_{S30} .

Dans cette équation, $S_\tau(f)$ est défini comme le spectre source à la manière de [Boore \(1983, 2003\)](#). Cette définition décrit un modèle de point source en oméga carré et une atténuation des hautes fréquences à la manière d'un filtre Butterworth à 4 pôles et de fréquence de coupure f_{m_τ} ([Hanks, 1982](#)). La modélisation du spectre par un modèle en oméga carré pour décrire le spectre des données japonaises a été validée par l'étude de [Oth et al. \(2010\)](#). Pour inclure la non stationnarité en fréquence, f_{m_τ} est calculée en chaque pas de temps de manière à ce que le spectre de Fourier reproduise la bonne fréquence centrale. En repartant de la définition de la fréquence centrale, il est en effet possible de relier ces deux variables comme suit :

$$F_{C_\tau} = \frac{\int S_\tau(f)^2 f df}{\int S_\tau(f)^2 df} = \frac{\int \left[\frac{\frac{(2\pi f)^2}{1+(f/f_c)^2}}{\sqrt{1+[f/f_{m_\tau}]^8}} \right]^2 f df}{\int \left[\frac{\frac{(2\pi f)^2}{1+(f/f_c)^2}}{\sqrt{1+[f/f_{m_\tau}]^8}} \right]^2 df} \quad (4.29)$$

f_{m_τ} peut être déterminée numériquement à partir de cette relation. Pour ce faire, nous avons choisi de faire varier f_{m_τ} d'un pas de fréquence de 0.1 Hz entre la valeur de la fréquence centrale et la fréquence de Nyquist. Ce pas de 0.1 Hz représente un bon compromis entre la résolution de f_{m_τ} et la durée du temps de calcul. Cette valeur peut être modifiée dans le programme. Dans le cas particulier des données japonaises dont les instruments d'enregistrement ont une fréquence de coupure à 30 Hz (figure 2.4), nous avons limité f_{m_τ} à 30 Hz, correspondant ainsi à une fréquence centrale maximale d'environ 15 Hz. La figure 4.27 illustre les relations existantes entre f_{m_τ} et F_{C_τ} pour différentes magnitudes et différentes chutes de contrainte. Notons que les valeurs du coefficient A déduites à partir des données japonaises s'étendent jusqu'à des fréquences de 25 Hz. Pour les simulations avec un coefficient A élevé et une faible pente de décroissance (B faiblement négatif ou même positif), il est ainsi possible de générer des signaux stationnaires avec une fréquence de coupure de 30 Hz tout au long de l'enregistrement. Cette configuration a été observée sur les données dans l'exemple présenté à la figure 4.21.

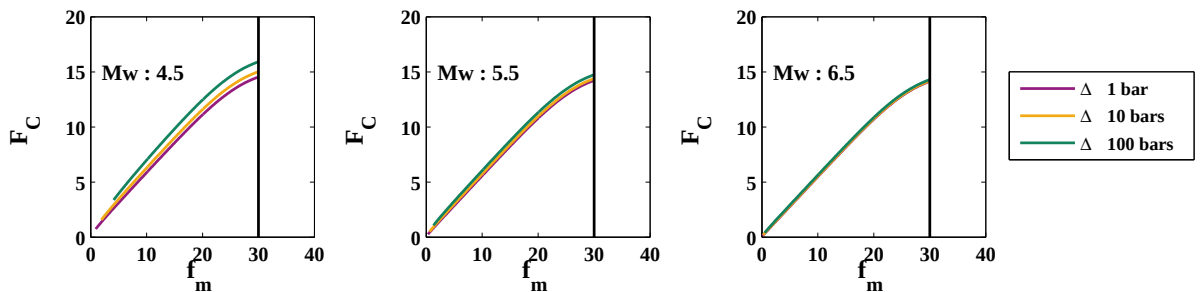


Figure 4.27 : Illustration de l'approche numérique utilisée pour définir f_{m_τ} à partir de la valeur de F_{C_τ} prédite empiriquement pour différents scénarios. La ligne noire verticale représente la fréquence maximale imposée à 30 Hz dans le cas des données japonaises dont la réponse instrumentale est celle d'un filtre Butterworth à 3 pôles et de fréquence de coupure 30 Hz.

La fréquence centrale a été mesurée sur les enregistrements de notre base de données japonaise entre le début des arrivées des ondes P et le temps correspondant à 95% de l'intensité d'Arias cumulée au cours du temps. Il convient donc de faire varier dans les simulations la fréquence centrale entre ces deux temps. Le temps correspondant à l'arrivée de l'onde P, que nous nommons T_0P , est déterminé à partir de la définition de ces ondes dans l'enveloppe temporelle, c'est à dire à partir d'une distribution log-normale. T_0P a été fixé comme correspondant à une probabilité de 99%, c'est à dire :

$$T_0P = \exp(\mu_P - \sigma_P^2 - 3\sigma_P) \quad (4.30)$$

Le temps correspondant à 95% de l'intensité d'Arias cumulée au cours du temps est analogue au temps choisi par Pousse *et al.* (2006) pour définir le début des ondes de coda, T_C . Avant T_0P , la fréquence centrale est donnée par $\exp(A)$ et après T_C ou $D_{SR}(95\%)$, la fréquence centrale reste constante et équivaut à $F_C = \exp(A + B \times (T_C - T_0P))$. La figure 4.28 illustre les variations de la fréquence centrale entre ces deux temps. Cette figure présente aussi les variations associées de la fonction de densité spectrale au cours du temps. Dans cet exemple où le coefficient B est négatif (cas le plus probable), le spectre est caractérisé par un contenu fréquentiel plus basses fréquences au fur et à mesure de l'enregistrement.

Par ailleurs, nous avons vu à la section 4.2.2 que les spectres simulés en utilisant la méthode de Pousse *et al.* (2006) surestimaient le contenu fréquentiel particulièrement à basses fréquences. La figure 4.29 met en évidence l'amélioration du contenu fréquentiel en présentant une comparaison du spectre de Fourier théorique en oméga carré avec les spectres de Fourier déduits d'un accélérogramme synthétique calculé avec la méthode de Pousse *et al.* (2006) et déduits d'un accélérogramme synthétique calculé avec notre nouvelle définition de la densité spectrale.

4.3.3 Une meilleure prise en compte de la variabilité

Un autre point fort de la méthode stochastique développée par Pousse *et al.* (2006) est qu'elle est semi-empirique, c'est à dire que certains des paramètres clés du mouvement sismique (intensité d'Arias, durée relative significative et fréquence centrale) sont évalués à partir de modèles de prédiction empiriques. Il est donc possible, pour un scénario donné, d'explorer la distribution de ces indicateurs et ainsi de générer une population de traces temporelles synthétiques. De plus, d'autres variables, comme la chute de contrainte et le facteur de qualité, étaient choisies aléatoirement au sein de distributions uniformes. Dans la méthode initiale de Pousse *et al.* (2006), chacune des distributions était explorée de manière indépendante.

Dans la nouvelle version de la méthode stochastique, nous explorons aussi les distributions de ces variables, comme la chute de contrainte, en considérant les résultats d'études récentes (table 4.8). Nous avons notamment utilisé les résultats récents de l'étude de Oth *et al.* (2010) pour définir la chute de contrainte dans le cas japonais. Oth *et al.* (2010) ont déterminé que les résultats de calculs de chutes de contrainte déduites d'événements crustaux de magnitudes M_{JMA} comprises entre 2.7 et 8.0 suivaient une distribution log-normale. Leurs résultats ne montrent pas de dépendance de la chute de contrainte à la magnitude. Une étude récente de Cotton *et al.*

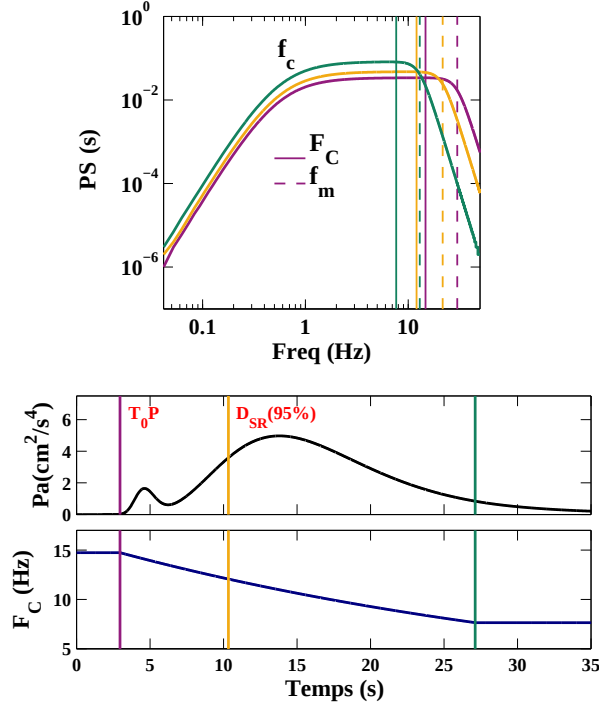


Figure 4.28 : Illustration de la prise en compte de la non stationnarité dans notre nouvelle méthode stochastique non stationnaire à partir d'un exemple pour le scénario suivant : $M_W=5$, $R_{RUP}=50$ km et $V_{S30}=550$ m/s. En haut : Représentation des fonctions de densité spectrale pour trois temps différents : t_1 en rose (temps correspondant à l'arrivée de l'onde P), t_2 en jaune et t_3 en vert (temps correspondant à $D_{SR}(95\%)$). Les différents spectres sont représentés en traits épais, la fréquence centrale est représentée en traits fins et la fréquence $f_{m\tau}$ en traits pointillés pour les trois temps. En bas, représentation de l'enveloppe temporelle et des variations de la fréquence centrale au cours du temps entre T_0P et $D_{SR}(95\%)$. Les trois temps de la figure du haut y sont représentés à titre indicatif.

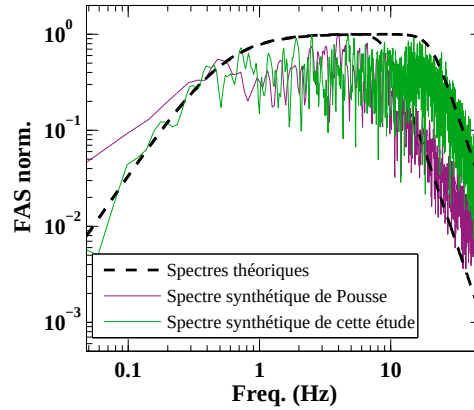


Figure 4.29 : Illustration de la correction du problème de surestimation des basses fréquences inclus dans la méthode de Pousse et al. (2006) à partir d'une comparaison des spectres de Fourier. Les spectres de Fourier théoriques en oméga carré comme définis par Boore (1983) (définition similaire à celle de notre méthode, équation 4.28) sont représentés en noir. Le spectre de Fourier calculé à partir de l'accélérogramme simulé avec la méthode de Pousse et al. (2006) est représenté en rose. Le spectre de Fourier calculé à partir de l'accélérogramme simulé avec la méthodologie développée dans cette étude est représenté en vert. Dans cet exemple, le scénario est $M_W=5.0$, $R_{RUP}=50$ km et une classe de site B selon l'Eurocode 8 ou $V_{S30}=550$ m/s. Les différents spectres ont été normalisés par leur maximum pour la comparaison. La fréquence coin est similaire pour les différents spectres et la fréquence de coupure f_m définie de manière à ce que les spectres de Fourier théoriques soient comparables aux spectres de Fourier synthétiques.

(2013) a révélé que l’exploration des distributions de la chute de contrainte mesurée via l’analyse de la fréquence coin entraînait une surestimation de la variabilité du maximum de l’accélération des synthétiques par rapport à la variabilité inter-événement du maximum de l’accélération obtenue classiquement dans les modèles de prédiction empiriques les plus récents. Cotton *et al.* (2013) montrent de manière empirique que le sigma mesuré doit être approximativement divisé par 3 pour retrouver la variabilité inter-événement des modèles de prédiction empiriques. C’est pourquoi, nous avons divisé par 3 le terme $\sigma_{ln\Delta\sigma}$ obtenu par Oth *et al.* (2010).

Table 4.8 : Variables utilisées pour simuler la variabilité naturelle du mouvement sismique dans la méthode stochastique semi-empirique non stationnaire développée dans cette étude.

Paramètres	Type de distribution exploré	Limites de la distribution	Références
Phase (φ)	Uniforme	$[-\pi; \pi]$	
$\Delta\sigma$ (bars)	Normale	$\mu = \ln(11)$ et $\sigma = 1.38/3$	Oth <i>et al.</i> (2010), Cotton <i>et al.</i> (2013)
β (km/s)	Fixe	3.5	Oth <i>et al.</i> (2010)
Q_0 N	Uniforme multivariée	$[50; 130]$ $[0.6; 0.9]$	Oth <i>et al.</i> (2011a)
$\ln(PGA)$ $\ln(IA)$ $\ln(D_{SR})$ $\exp(A)$ $\ln(-(B - 0.05))$	Normale multivariée	μ et σ issus des modèles de prédiction empiriques	chapitre 3 et section 4.3.1

Nos travaux se distinguent aussi de ceux de Pousse *et al.* (2006) car nous avons considéré dans cette étude les corrélations existantes entre les paramètres clés du mouvement sismique prédits empiriquement et d’autre part entre les paramètres Q_0 et N utilisés pour définir le facteur de qualité.

Tout d’abord, les corrélations entre les résidus des modèles de prédiction empiriques des indicateurs, PGA , IA , D_{SR} , A et B ont été considérées. L’établissement des corrélations à partir des résidus totaux ($\delta W_{ij} + \delta B_i$) permet d’éliminer les dépendances des indicateurs à la magnitude de moment, à la distance à la rupture et à V_{S30} . La table 4.9 présente les coefficients de corrélation obtenus entre les résidus totaux de ces cinq indicateurs. Les signes de nos coefficients de corrélation vont dans le même sens que les précédents coefficients définis dans l’étude de Rezaeian et Der Kiureghian (2010) réalisée à partir des données NGA.

Dans le but de considérer aussi une certaine corrélation entre nos indicateurs du mouvement sismique et la chute de contrainte, nous avons distingué les corrélations existantes entre résidus inter-événements (δB_i , voir table 4.10) et résidus intra-événements (δW_{ij} , voir table 4.11). Cette distinction met en évidence quelques différences de corrélations. Notamment, le paramètre A est davantage corrélé au PGA et à IA dans le cas où les résidus inter-événements sont considérés.

Table 4.9 : *Coefficients de corrélation entre les résidus totaux ($\delta W_{ij} + \delta B_i$).*

	$\ln(PGA)$	$\ln(IA)$	$\ln(D_{SR})$	$\exp(A)$	$\ln(-(B - 0.05))$
$\ln(PGA)$	1	0.9455	-0.5462	0.1463	-0.0187
$\ln(IA)$		1	-0.3907	0.1186	-0.0075
$\ln(D_{SR})$			1	-0.0810	-0.1226
$\exp(A)$				1	0.2025
$\ln(-(B - 0.05))$					1

PGA : maximum de l'accélération en g, IA : intensité d'Arias en m/s, D_{SR} : durée significative relative en s, et A et B : paramètres décrivant la prédiction au cours du temps de la fréquence centrale.

Table 4.10 : *Coefficients de corrélation entre les résidus inter-événements (δB_i).*

	$\ln(PGA)$	$\ln(IA)$	$\ln(D_{SR})$	$\exp(A)$	$\ln(-(B - 0.05))$
$\ln(PGA)$	1	0.9730	-0.4222	0.4060	-0.0617
$\ln(IA)$		1	-0.2511	0.3764	-0.0518
$\ln(D_{SR})$			1	-0.1149	-0.0583
$\exp(A)$				1	-0.1100
$\ln(-(B - 0.05))$					1

PGA : maximum de l'accélération en g, IA : intensité d'Arias en m/s, D_{SR} : durée significative relative en s, et A et B : paramètres décrivant la prédiction au cours du temps de la fréquence centrale.

Table 4.11 : *Coefficients de corrélation entre les résidus intra-événements (δW_{ij}).*

	$\ln(PGA)$	$\ln(IA)$	$\ln(D_{SR})$	$\exp(A)$	$\ln(-(B - 0.05))$
$\ln(PGA)$	1	0.9301	-0.5864	0.0583	-0.0048
$\ln(IA)$		1	-0.4361	0.0278	0.0038
$\ln(D_{SR})$			1	-0.0728	-0.1460
$\exp(A)$				1	0.2470
$\ln(-(B - 0.05))$					1

PGA : maximum de l'accélération en g, IA : intensité d'Arias en m/s, D_{SR} : durée significative relative en s, et A et B : paramètres décrivant la prédiction au cours du temps de la fréquence centrale.

Cette constatation traduit le fait que des *PGA* élevés correspondent à des chutes de contrainte plus élevées conduisant à des fréquences coins plus élevées et ainsi potentiellement à une fréquence centrale plus importante. À l'inverse, la durée est davantage anti-corrélée au *PGA* et à *IA* lorsque les résidus intra-événements sont considérés, traduisant que les effets de propagation et de site ont un effet dominant sur la valeur finale de la durée. Au chapitre 1, la figure 1.5 présentait des spectres de Fourier pour différentes chutes de contrainte. Cette chute de contrainte contrôle notamment l'amplitude du plateau du spectre de Fourier et de ce fait principalement les hautes fréquences. Afin d'inclure une corrélation entre la chute de contrainte et les autres indicateurs, nous avons fait l'hypothèse que cette chute de contrainte suit les mêmes variations que les résidus inter-événements du maximum de l'accélération (McGuire et Hanks, 1980; Causse et al., 2010; Cotton et al., 2013). En d'autres termes, les tirages aléatoires dans la distribution de la chute de contrainte et dans celle du *PGA* inter-événement se font de manière conjointe. La figure 4.30 montre les variations du spectre de Fourier pour différentes chutes de contrainte. Désormais, pour chacun des indicateurs, deux distributions normales à cinq dimensions sont explorées de manière indépendante : une inter-événement corrélée aussi à la chute de contrainte et une intra-événement.

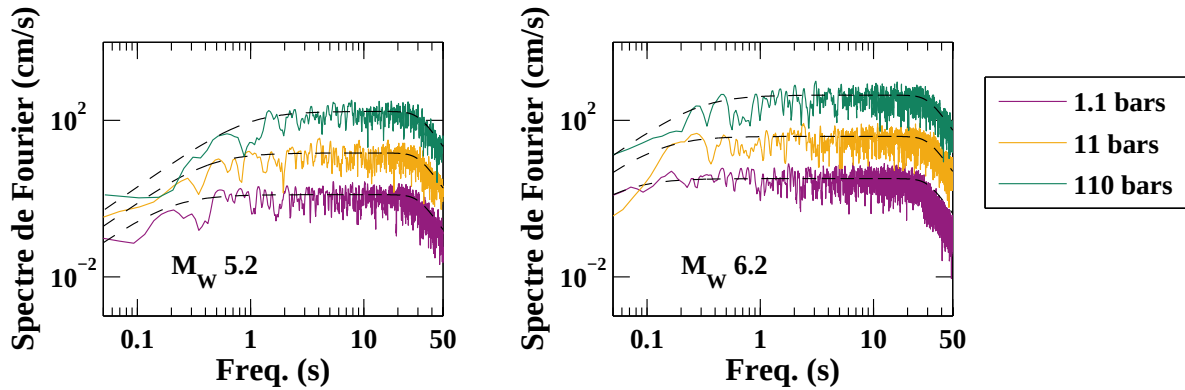


Figure 4.30 : Effet de la chute de contrainte sur les spectres de Fourier dans le cas de deux scénarios distincts. Pour comparer l'effet de la chute de contrainte, les nombres tirés aléatoirement ont été fixés pour ces six simulations où seul le nombre aléatoire correspondant à la chute de contrainte varie de -5 (0.1 bars), à 0 (11 bars) et finalement à 5 (110 bars). Dans ces différentes simulations, la phase est par contre tirée aléatoirement, et est donc différente pour chacun des spectres. Les traits en pointillés noirs correspondent aux spectres de Fourier théoriques calculés avec la chute de contrainte associée à chacune des simulations et une fréquence de coupure de 30 Hz.

Oth et al. (2011a) ont déterminé quatre modèles d'atténuation à partir d'événements crustaux dans quatre régions du Japon. Chacun de ces modèles caractérise un facteur de qualité dépendant de la fréquence de la manière suivante : $Q(f) = Q_0 \pm X_{Q_0} f^{N \pm Y_N}$. Dans ces modèles, Q_0 est compris entre environ 50 et 130 et N entre 0.6 et 0.9. L'analyse de ces quatre modèles montrent que pour des valeurs de Q_0 élevées correspondent les plus faibles valeurs de N . À partir des valeurs médianes de Q_0 et N et des valeurs limites des intervalles X_{Q_0} et Y_N , nous avons déterminé un coefficient de corrélation entre Q_0 et N de -0.8412. Ces variables sont désormais explorées en considérant une distribution uniforme à deux dimensions.

4.3.4 Une adaptation de l’enveloppe temporelle

L’enveloppe temporelle développée par Pousse *et al.* (2006) présente l’avantage de modéliser à la fois les ondes P et les ondes S par deux distributions logarithmiques et les ondes de la coda par une fonction diminuant exponentiellement (section 4.2.1). Dans notre étude, seules deux modifications ont été apportées à cette enveloppe temporelle.

Premièrement, dans la définition de la fonction caractérisant la décroissance exponentielle de la coda apparaît à deux reprises une fréquence, notée f_Q . Initialement, cette fréquence était choisie aléatoirement au sein d’une distribution uniforme entre 1 et 5 Hz. Nous avons choisi de remplacer cette fréquence aléatoire par la fréquence dominant le signal de la coda, c’est à dire par la fréquence centrale. La valeur de la fréquence centrale est désormais constante au cours du temps pour des temps supérieurs à T_C , ce qui permet la continuité entre la distribution des ondes S et la fonction de la coda.

Deuxièmement, une des limites de la méthode de Pousse *et al.* (2006) était que l’enveloppe temporelle pouvait présenter des pics d’amplitudes irréalistes de l’onde P en champ proche (section 4.2.2, figure 4.7). À la section 4.2.2, nous avons montré que ce problème provenait de l’utilisation d’hypothèses valables seulement pour un point source en champ lointain. Dans l’expression d’Aki et Richards (1980) (équation 1.6), en champ proche les ondes P et S sont confondues. C’est pourquoi nous avons choisi de représenter l’enveloppe temporelle en champ proche par une seule fonction log-normale. Pour distinguer les deux formes possibles, nous avons choisi de comparer les caractéristiques de la distribution log-normale des ondes P avec celle des ondes S, c’est à dire de regarder à partir de combien de sigma (N_σ), la distribution des ondes S commence avant celle des ondes P. Ainsi, l’enveloppe temporelle sera définie à partir d’une seule distribution log-normale pour la condition suivante :

$$[\mu_P - \sigma_P^2 - N_\sigma \sigma_P] > [\mu_S - \sigma_S^2 - N_\sigma \sigma_S] \quad (4.31)$$

Après plusieurs tests, nous avons finalement choisi une valeur de $N_\sigma = 3.2$ permettant d’éliminer les formes temporelles pour lesquelles le maximum d’accélération était sur l’onde P et non sur l’onde S. Ainsi, dans le cas de la figure 4.31, seule la distribution des ondes S sera représentée lorsque la ligne pointillée verticale bleu est avant la ligne pointillée verticale rouge.

Enfin, une autre irrégularité se manifeste dans la fonction représentant les ondes de la coda dans le cas de quelques scénarios (exemple à la figure 4.32). Ce problème se manifeste lorsque les durées prédites sont relativement importantes et que le facteur de qualité tiré aléatoirement est assez faible, engendrant une forte atténuation. Pour résoudre ce problème, une condition vérifiant si l’enveloppe temporelle est positive a été ajoutée. Finalement, dans notre cas assez peu de synthétiques sont rejetés contrairement au cas du programme de Pousse *et al.* (2006). Par exemple, dans le cas d’un scénario avec $M_W=6.6$, $R_{RUP}=30$ km et $V_{S30}=550$ m/s, sur 2540 simulations effectuées, 40 synthétiques ont été rejetés. Le nombre de synthétiques rejetés augmente pour les distances à la rupture les plus grandes.

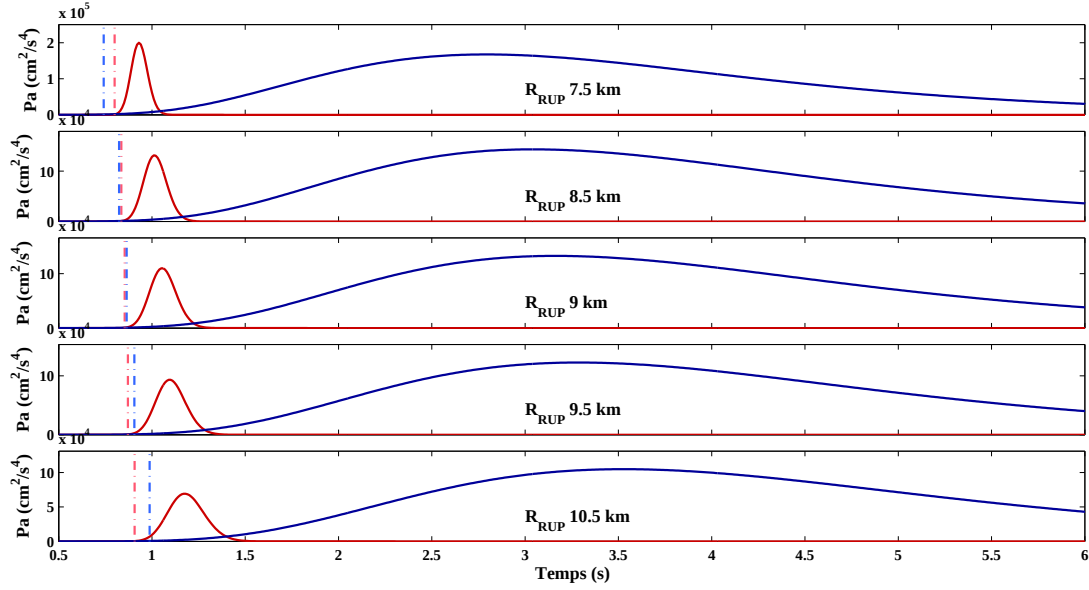


Figure 4.31 : Distributions des ondes P (en rouge) et S (en bleu) composant l'enveloppe temporelle comme définie par Pousse et al. (2006) pour un scénario de M_W 7.0, pour 5 distances à la rupture différentes et pour $V_{S30} = 800$ m/s. La ligne pointillée verticale rouge correspond à $\mu_P - \sigma_P^2 - N_\sigma \sigma_P$ et la ligne pointillée verticale bleue à $\mu_S - \sigma_S^2 - N_\sigma \sigma_S$, où $N_\sigma = 3.2$. Lorsque la ligne pointillée verticale bleue arrive avant la ligne pointillée verticale rouge, l'enveloppe temporelle sera représentée par une seule distribution log-normale avec les caractéristiques de l'onde S intégrant la totalité de l'énergie et non 24/25 de IA dans ce cas.

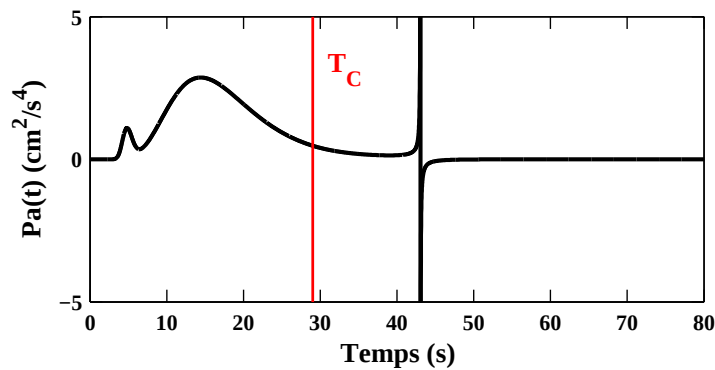


Figure 4.32 : Illustration des biais pouvant être rencontrés lors de la génération de l'enveloppe temporelle. Ces pics apparaissent principalement dans le cas de scénarios en champ lointain. Dans cet exemple, $M_W=5.0$, $R_{RUP}=50$ km, $V_{S30}=550$ m/s, $IA=42.65$ cm²/s³, $D_{SR}=29.17$ s, $A=2.79$, $B=-0.007$, $Q_0=58$ et $N=0.7$. Une condition vérifiant si l'enveloppe temporelle est positive a été incluse afin d'éliminer ces simulations.

4.3.5 Synthèse des étapes de calcul du nouveau programme de simulations stochastiques non stationnaires

La figure 4.33 présente les différentes étapes de calcul du nouveau programme de simulations stochastiques non stationnaires de manière similaire à la figure 4.3, décrivant les étapes de calcul du programme de Pousse *et al.* (2006). Pour résumer, les différences entre ces deux programmes concernent tout d'abord l'étape 1 où des nouveaux modèles de prédiction empiriques sont adoptés. À l'étape 2, les corrélations existantes entre certains paramètres sont désormais considérées et ces paramètres sont tirés conjointement. Ensuite à l'étape 3, un nouveau paramètre f_{m_τ} décrivant la fréquence de coupure du spectre est calculé. Ce paramètre évolue en fonction de la fréquence centrale du spectre qui varie désormais entre l'arrivée des ondes P (T_0P) et la fin des ondes S ou le début de la coda ($D_{SR}(95\%)$). À l'étape 4, l'accélérogramme synthétique est construit à partir d'une enveloppe temporelle et d'un spectre évoluant au cours du temps. À cette étape, la définition du spectre est un peu différente de celle de Pousse *et al.* (2006) et intègre toujours un modèle en oméga carré. Dans le cas de l'enveloppe temporelle, une condition a été ajoutée pour simplifier l'enveloppe à une seule distribution log-normale en champ proche et nous vérifions que celle-ci soit définie positivement. Ensuite, une étape de contrôle a été conservée. Dans l'étape de post-traitement, il est possible de filtrer les données à basses fréquences. Ce point sera discuté dans le chapitre suivant. Finalement, après ces différentes étapes, les accélérogrammes synthétiques sont enregistrés.

4.4 Caractéristiques des accélérogrammes synthétiques générés avec la nouvelle méthode stochastique non stationnaire

La méthode stochastique non stationnaire permet de générer une population de traces temporelles à partir des distributions des paramètres du mouvement sismique clés (intensité d'Arias, durée significative relative et fréquence centrale). Il suffit de quelques dizaines de minutes sur un ordinateur personnel pour générer un grand nombre de traces temporelles synthétiques. Ainsi, 2500 traces temporelles ont été générées pour quelques scénarios afin de comparer les caractéristiques des synthétiques finaux avec les caractéristiques des données réelles. Les scénarios choisis correspondent tout d'abord à deux scénarios qui sont bien représentés par des enregistrements au sein de la base de données japonaise : un avec $M_W=5.0$, $R_{RUP}=50$ km et $V_{S30}=550$ m/s et un autre avec $M_W=6.6$, $R_{RUP}=30$ km et $V_{S30}=550$ m/s. Les quatre autres scénarios choisis correspondent à des scénarios retenus dans le cadre des études d'aléa sismique pour des zones à sismicité faible à modérée comme c'est le cas de la France métropolitaine : $M_W=5.2$, $R_{RUP}=7$ km et $V_{S30}=800$ m/s ; $M_W=5.7$, $R_{RUP}=7$ km et $V_{S30}=800$ m/s ; $M_W=5.7$, $R_{RUP}=19$ km et $V_{S30}=800$ m/s et enfin $M_W=6.2$, $R_{RUP}=19$ km et $V_{S30}=800$ m/s.

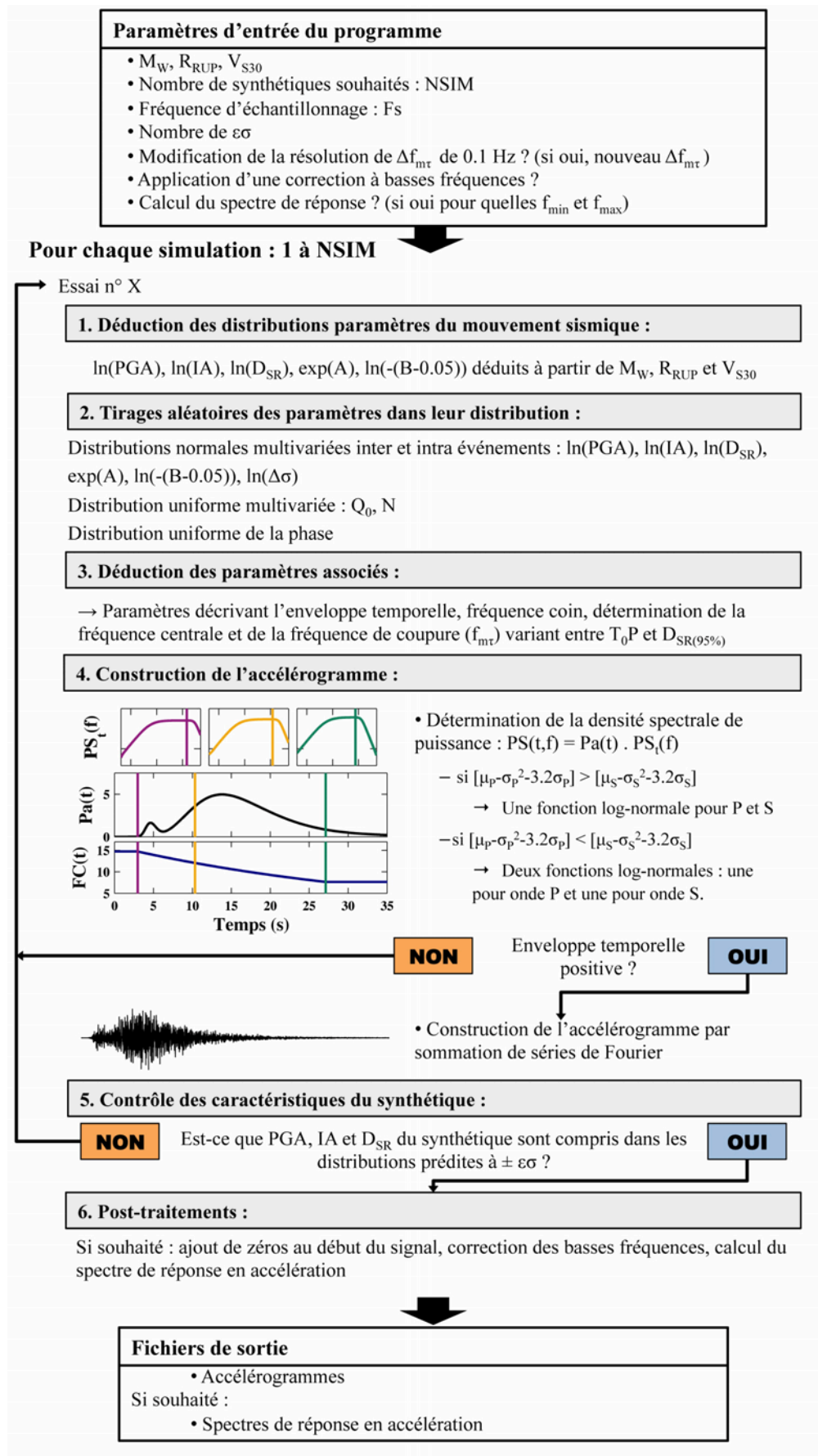


Figure 4.33 : Description schématique des différentes étapes du programme de simulations stochastiques non stationnaires développé dans ce travail de thèse.

4.4.1 Représentation des distributions des indicateurs du mouvement sismique

4.4.1.1 Accélérogrammes synthétiques générés à partir de distributions complètes

Une comparaison des spectres de réponse en accélération synthétiques avec les spectres de réponse prédits (chapitre 3) est proposée à la figure 4.34. Les spectres de réponse synthétiques couvrent très bien la distribution des spectres de réponse prédits sur toute la gamme de fréquences.

La figure 4.35 présente une comparaison des distributions des indicateurs clés caractérisant les synthétiques avec les distributions des modèles de prédiction empiriques dans le cas du *PGA*, de *IA* et de *D_{SR}* pour les six scénarios. On constate que l'on retrouve très bien la distribution de l'intensité d'Arias. Dans le cas du *PGA*, la variabilité des synthétiques respecte celle des données réelles et les médianes sont proches. Dans le cas de la durée significative relative, la médiane est relativement similaire pour les distributions synthétiques et prédites, par contre la variabilité est quant à elle légèrement sous-estimée.

4.4.1.2 Synthétiques générés à partir de distributions tronquées à $\pm\epsilon\sigma$

Dans le programme, il est possible d'entrer une valeur de ϵ limitant les tirages aléatoires de toutes les variables dans les distributions à la médiane $\pm\epsilon\sigma$. Dans une seconde phase (étape 5, figure 4.33), le synthétique généré est validé seulement si les valeurs des indicateurs principaux *PGA*, *IA* et *D_{SR}* sont comprises entre la médiane $\pm\epsilon\sigma$. Les figures 4.36 et 4.38 présentent les spectres de réponse générés et les figures 4.37 et 4.39 les distributions des indicateurs du mouvement sismique correspondantes dans le cas de quatre valeurs de ϵ : 10, 3, 2 et 1.

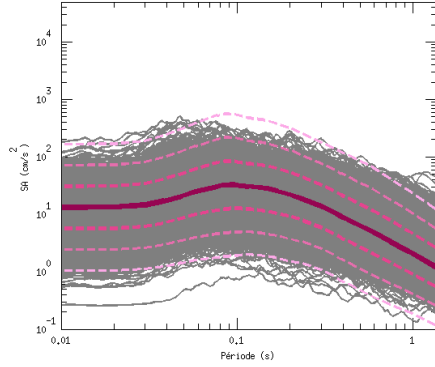
Tout d'abord, on peut remarquer qu'il y a très peu d'écart entre les calculs effectués avec un ϵ de 10 et un ϵ de 3. Ceci témoigne du fait que la prise en compte des corrélations entre paramètres limite la génération des synthétiques à des synthétiques dont la distribution du spectre de réponse est comprise entre la médiane $\pm\epsilon\sigma$. La limitation des calculs à un certain ϵ restreint globalement la variabilité du spectre de réponse sur toute la gamme de périodes observées, avec tout de même une variabilité légèrement plus forte aux longues périodes. On observe des légers décalages de la médiane pour les plus faibles valeurs de ϵ .

4.4.2 Comparaison des accélérogrammes synthétiques avec des signaux réels

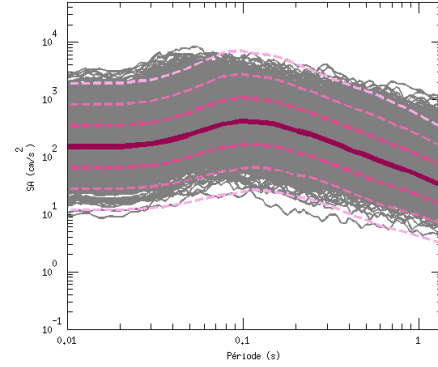
La méthode stochastique non stationnaire développée dans ce travail de thèse permet de reproduire des traces temporelles dont les propriétés sont celles des distributions des indicateurs du mouvement sismique. Autrement dit, cette méthode ne permet pas de reproduire une trace temporelle observée mais les propriétés statistiques d'un jeu de données naturelles.

Toutefois, dans cette section, une comparaison visuelle va être réalisée afin de mettre en avant les capacités de la méthode stochastique à reproduire des traces temporelles avec des

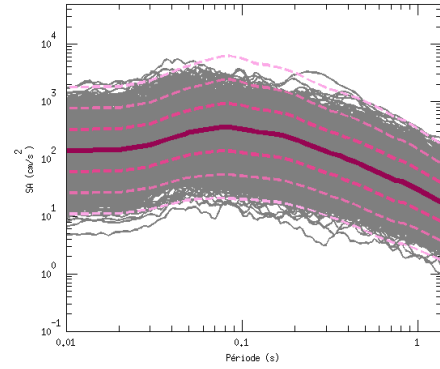
(a) $M_W=5.0$, $R_{RUP}=50$ km et $V_{S30}=550$ m/s



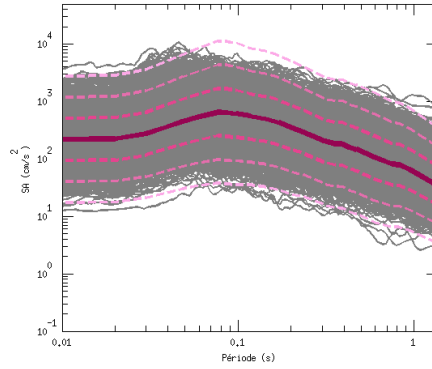
(b) $M_W=6.6$, $R_{RUP}=30$ km et $V_{S30}=550$ m/s



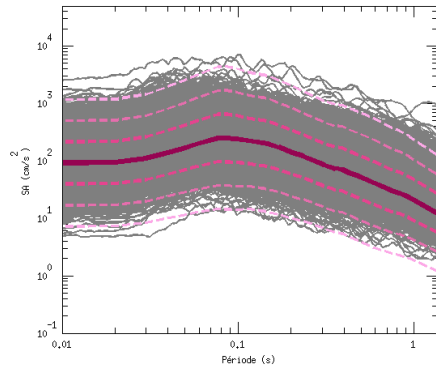
(c) $M_W=5.2$, $R_{RUP}=7$ km et $V_{S30}=800$ m/s



(d) $M_W=5.7$, $R_{RUP}=7$ km et $V_{S30}=800$ m/s



(e) $M_W=5.7$, $R_{RUP}=19$ km et $V_{S30}=800$ m/s



(f) $M_W=6.2$, $R_{RUP}=19$ km et $V_{S30}=800$ m/s

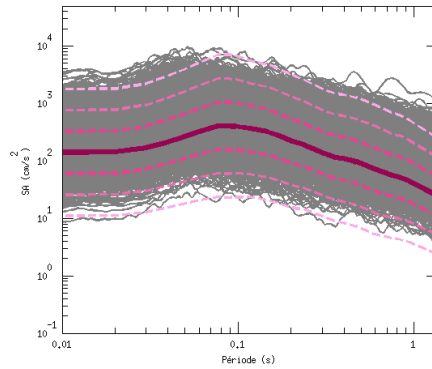


Figure 4.34 : Comparaison des spectres de réponse en accélération synthétiques générés avec la nouvelle méthode stochastique non stationnaire avec les spectres de réponse empiriques prédits au chapitre 3. En gris, 2500 spectres de réponse en accélération simulés. Dans les teintes de rose, spectres de réponse en accélération médians prédits au chapitre 3 (lignes continues) et médianes à plus ou moins 1, 2 et 3 ϵ (lignes pointillées).

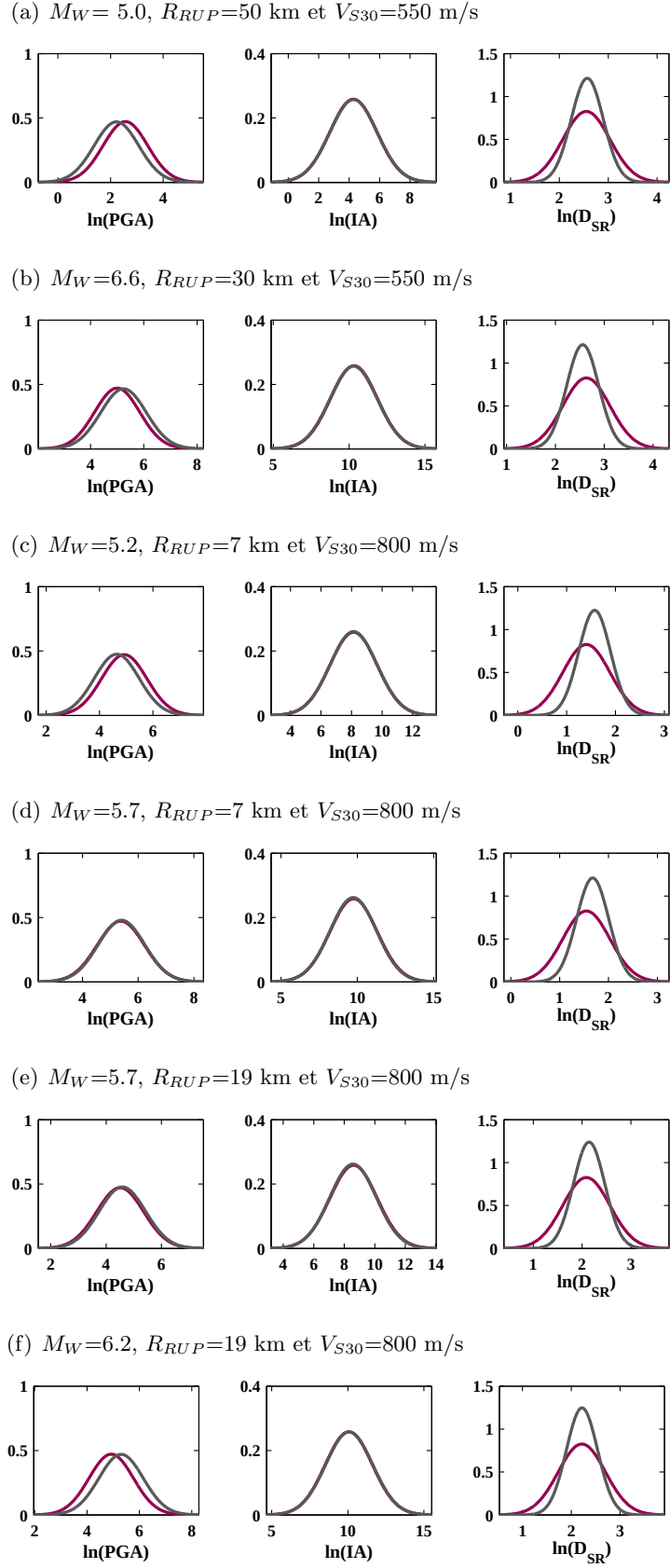


Figure 4.35 : Comparaison des distributions données par les modèles de prédiction empiriques de trois indicateurs (PGA, IA et D_{SR}) (en rose) avec les distributions des 2500 synthétiques (en gris) dans le cas de six scénarios différents.

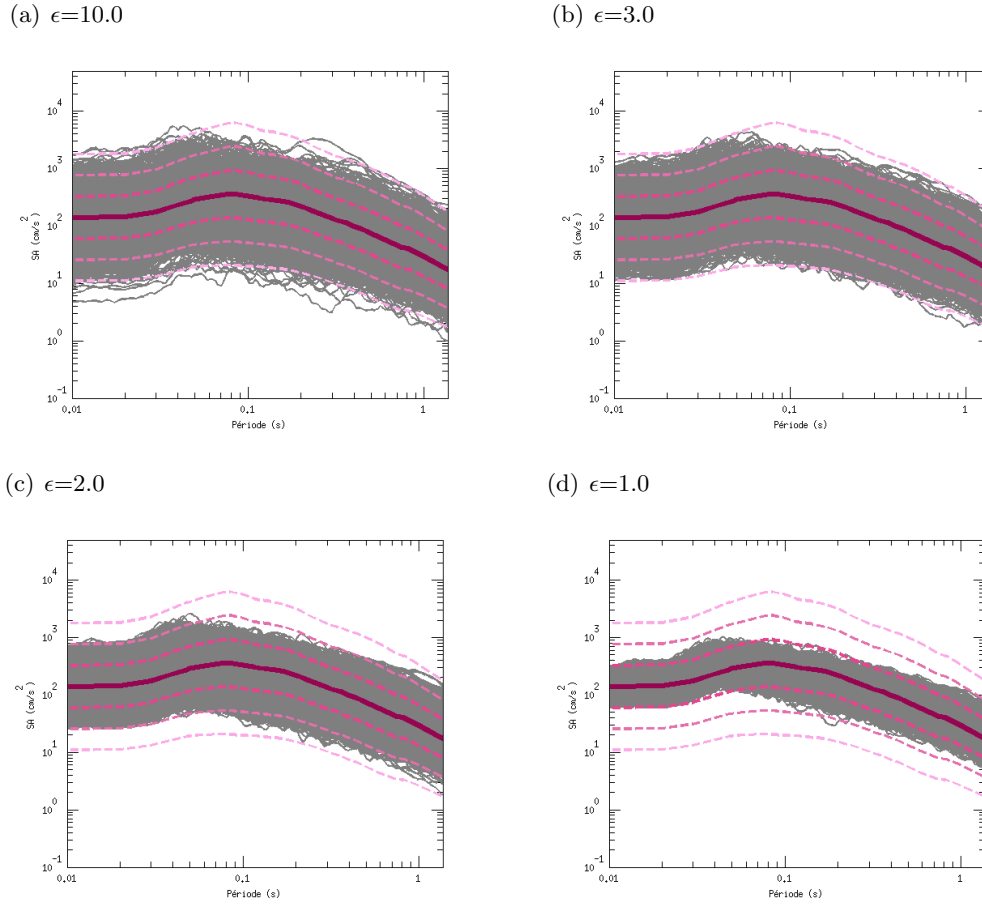


Figure 4.36 : Analyse de l'effet de la limitation des distributions à un certain ϵ sur les spectres de réponse générés (en gris) par rapport au spectres de réponse prédits (en rose) dans le cas du scénario suivant : $M_W=5.2$, $R_{RUP}=7$ km et $V_{S30}=800$ m/s. Dans les teintes de rose, sont représentés le spectre de réponse en accélération médian prédit au chapitre 3 (lignes continues) et les médianes à plus ou moins, 1, 2 et 3 ϵ (lignes pointillées).

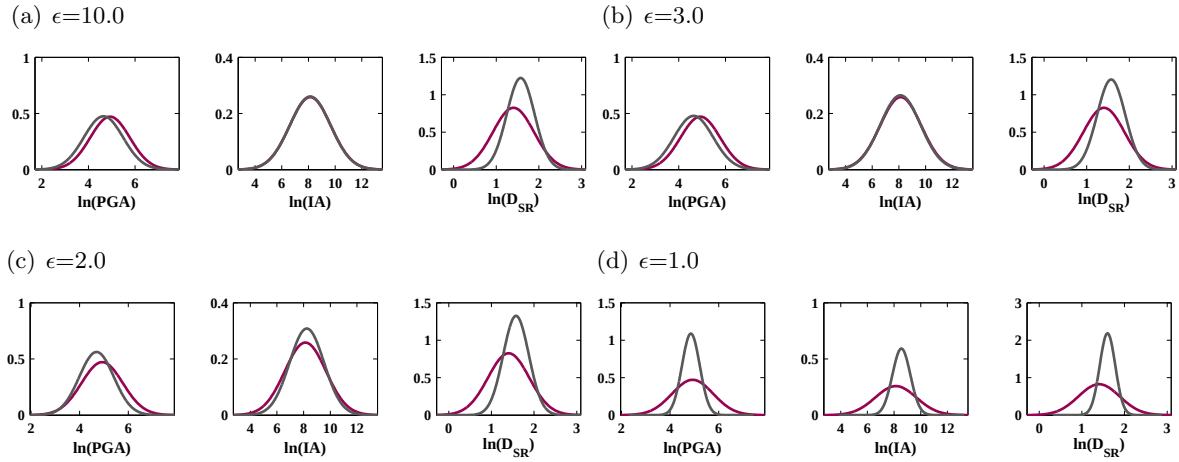


Figure 4.37 : Analyse de l'effet de la limitation des distributions à un certain ϵ sur les distributions des indicateurs des synthétiques (en gris) par rapport aux distributions initiales des modèles empiriques de ces indicateurs (en rose) dans le cas du scénario suivant : $M_W=5.2$, $R_{RUP}=7$ km et $V_{S30}=800$ m/s.

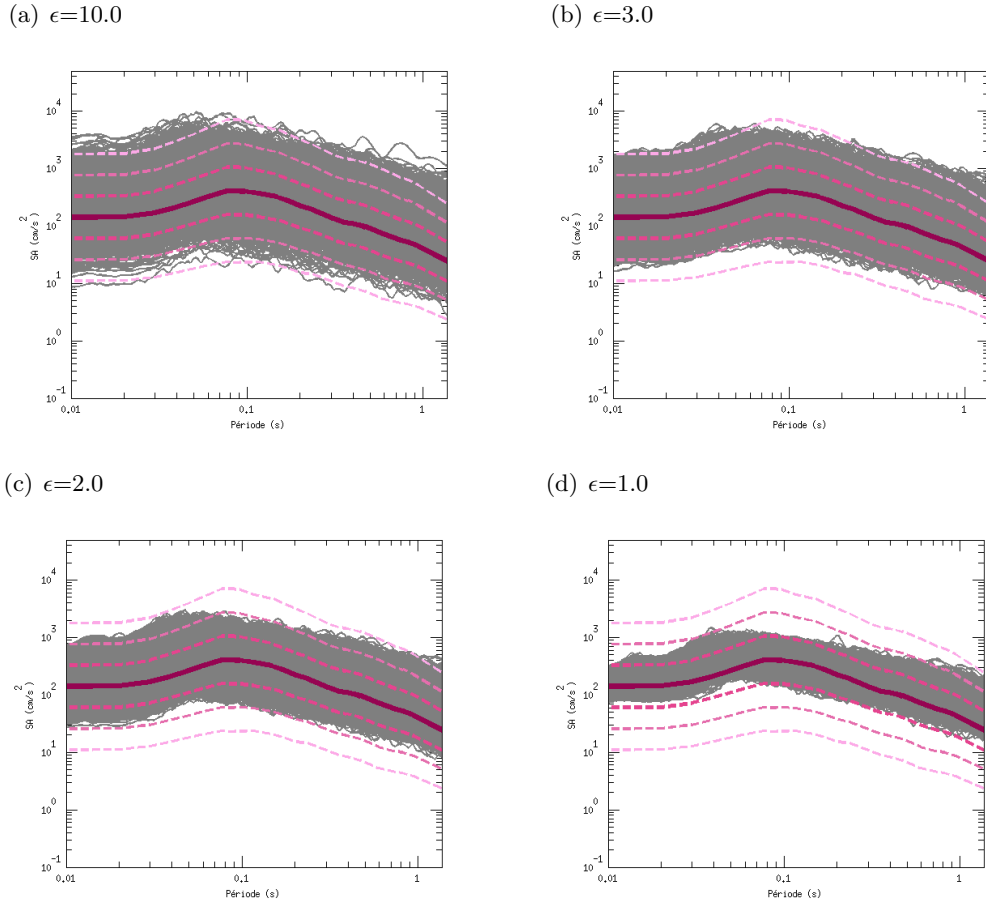


Figure 4.38 : Analyse de l'effet de la limitation des distributions à un certain ϵ sur les spectres de réponse générés (en gris) par rapport au spectres de réponse prédits (en rose) dans le cas du scénario suivant : $M_W=6.2$, $R_{RUP}=19$ km et $V_{S30}=800$ m/s. Dans les teintes de rose, sont représentés le spectre de réponse en accélération médian prédit au chapitre 3 (lignes continues) et les médianes à plus ou moins, 1, 2 et 3 ϵ (lignes pointillées).

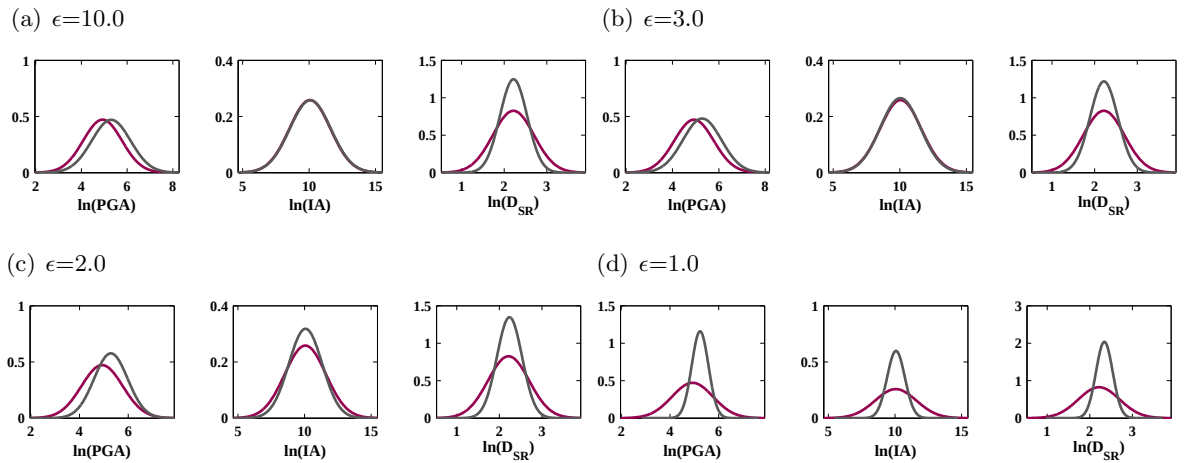


Figure 4.39 : Analyse de l'effet de la limitation des distributions à un certain ϵ sur les distributions des indicateurs des synthétiques (en gris) par rapport aux distributions initiales des modèles empiriques de ces indicateurs (en rose) dans le cas du scénario suivant : $M_W=6.2$, $R_{RUP}=19$ km et $V_{S30}=800$ m/s.

formes réalistes et proches des observations. L'association d'une trace temporelle synthétique à une trace temporelle a été réalisée dans cet exemple en maximisant quelques critères d'Anderson (2004) (PGA , IA , D_{SR} , A , B et la moyenne du score du spectre de réponse sur la gamme de fréquences identique à celle du spectre de réponse empirique). Ces critères seront détaillés au chapitre suivant.

Pour réaliser cette comparaison, deux scénarios bien représentés dans la base de données japonaise ont été choisis. Les propriétés des enregistrements correspondants à ces scénarios sont données dans la table 4.12. La figure 4.40 présente ces traces temporelles simulées et naturelles. Les traces temporelles synthétiques montrent des formes d'ondes différentes, des amplitudes et des durées variées comme dans le cas des données réelles. La figure 4.41 présente une comparaison des spectres de Fourier. Des variations de l'amplitude du plateau, de la fréquence de coupure et de la fréquence coin peuvent être relevées comme pour les spectres des accélérogrammes naturels.

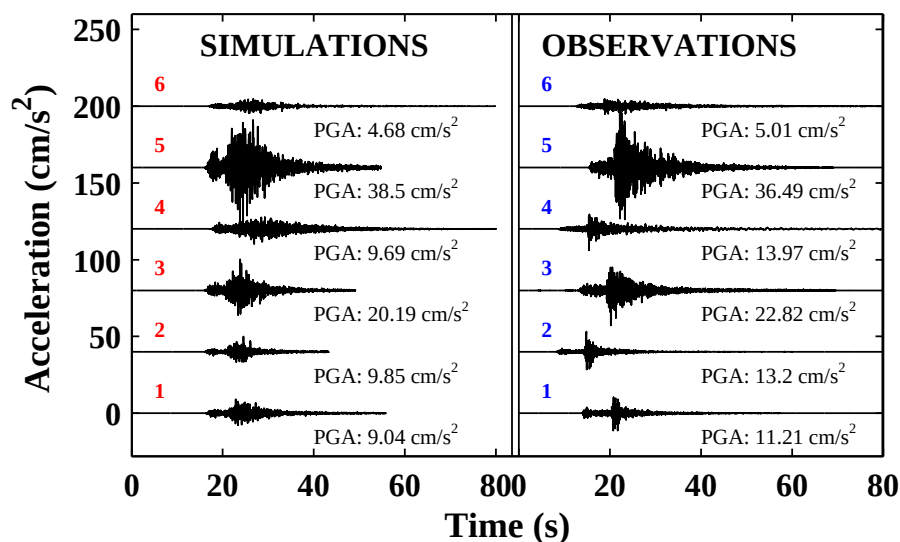
Table 4.12 : *Propriétés des enregistrements naturels utilisés comme exemples pour les comparaisons entre données réelles et données synthétiques. Les indices sont utilisés dans les figures 4.40, et 4.41 pour identifier les enregistrements.*

Index	Date	Network	Station	M_W	R_{RUP} (km)	V_{S30} (m/s)	SoF
1	199704051324	K-NET	KMM020	5.0	50	593	SS
2	199807010222	K-NET	NGN011	5.0	51	586	RS
3	199809151624	K-NET	FKS002	5.0	51	510	RS
4	200410232334	K-NET	NIG015	5.0	50	518	RS
5	200704151219	K-NET	MIE017	5.0	49	574	RS
6	200704151219	KiK-net	SIGH01	5.0	51	562	RS
1	200010061330	KiK-net	OKYH06	6.6	34	550	SS
2	200010061330	KiK-net	SMNH02	6.6	32	503	SS
3	200410231756	K-NET	NIG015	6.6	33	518	RS
4	200410231756	KiK-net	NIGH07	6.6	34	528	RS
5	200503201053	KiK-net	FKOH09	6.6	28	567	SS

4.4.3 Effets de V_{S30} sur les simulations

Dans le cadre de cette étude, nous nous sommes intéressés aux mouvements sismiques générés sur des sites « rocheux » incluant des sols durs jusqu'à des rochers compétents. Ces différents types de « rocher » ont été modélisés en utilisant le paramètre V_{S30} . La figure 4.42 présente une comparaison de trois synthétiques de même magnitude et même distance avec trois valeurs de V_{S30} distinctes. L'amplitude et la durée sont naturellement plus importantes dans le cas du site le plus mou (en rose). La fréquence de coupure (f_m) est d'autant diminuée au cours du temps que le V_{S30} est faible.

(a)



(b)

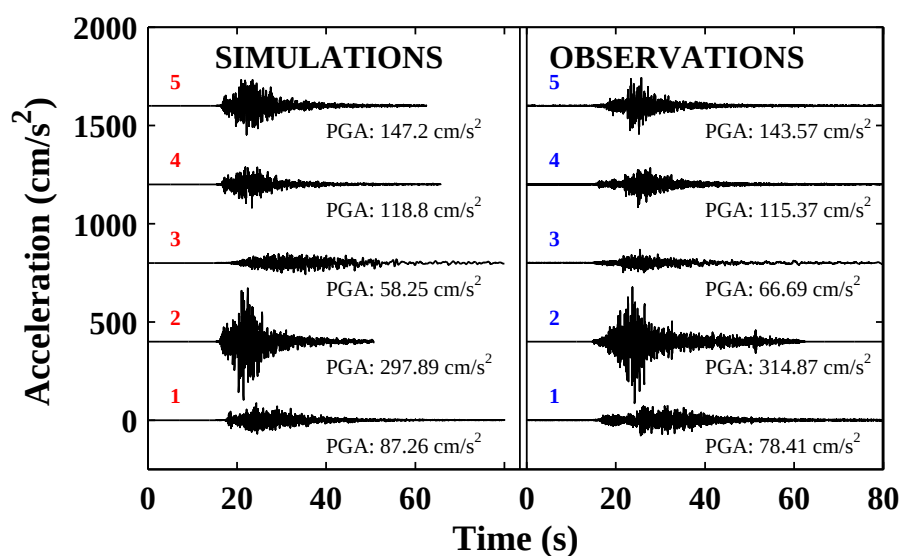


Figure 4.40 : Comparaison des traces temporelles synthétiques avec des traces temporelles réelles dans le cas de deux scénarios bien représentés par les données réelles de notre base japonaise : $M_W = 5.0$, $R_{RUP} = 50$ km et $V_{S30} = 550$ m/s et $M_W = 6.6$, $R_{RUP} = 30$ km et $V_{S30} = 550$ m/s. La table 4.12 donne les caractéristiques des accélérogrammes réels indexés sur cette figure. Les accélérogrammes simulés ont été sélectionnés dans une base de 2500 synthétiques. Pour chaque accélérogramme réel, nous avons associé un accélérogramme synthétique issu de cette base de 2500 accélérogrammes synthétiques dont le score était le plus élevé. Ce score est calculé à la manière de [Anderson \(2004\)](#) pour le PGA, IA, D_{SR} , A, B et le spectre de réponse en accélération.

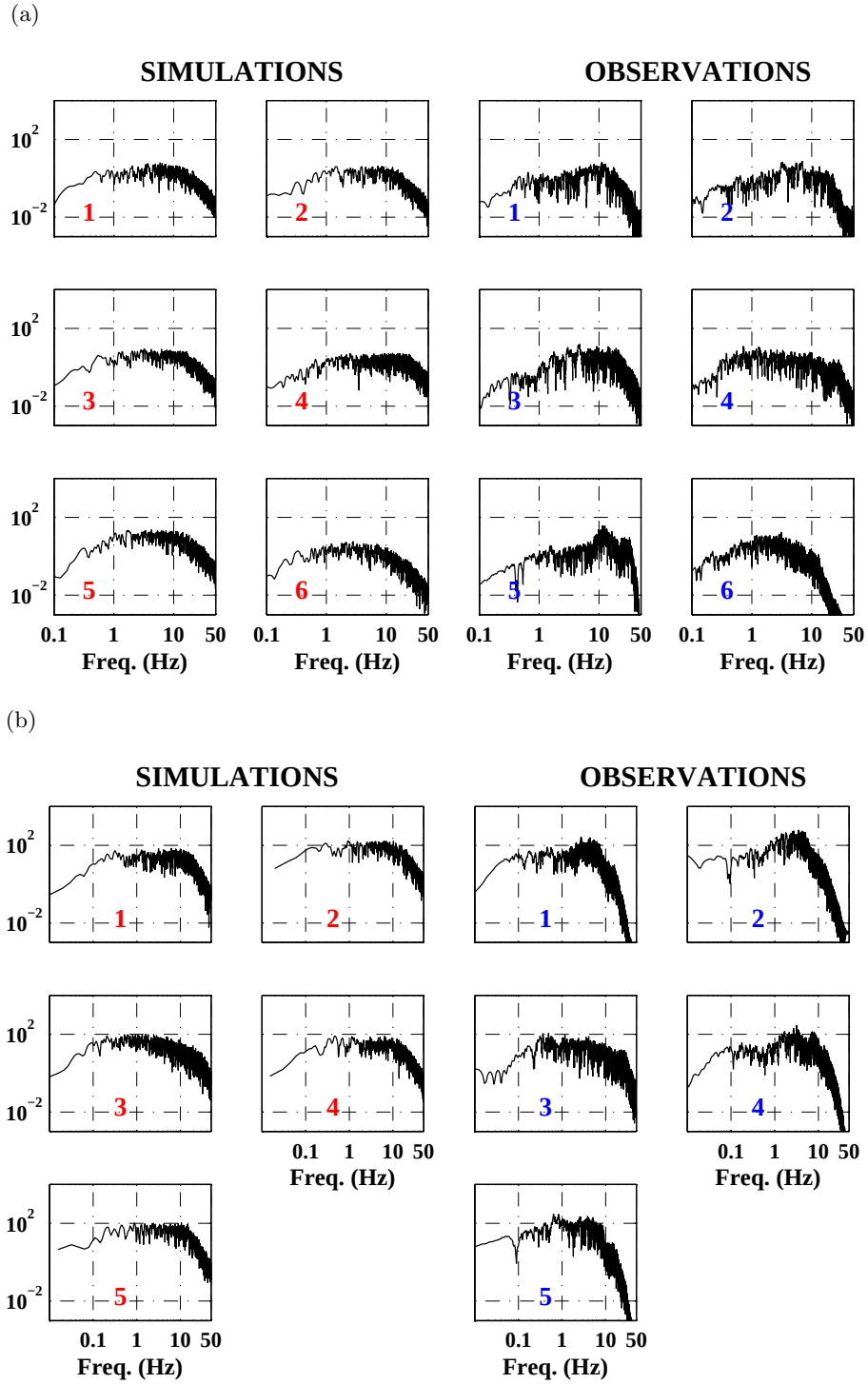


Figure 4.41 : Comparaison des spectres de Fourier en accélération simulés (à gauche) avec les spectres de Fourier réels (à droite) (cm/s) correspondant à (a) $M_W = 5.0$, $R_{RUP} = 50 \text{ km}$ and $V_{S30} = 550 \text{ m/s}$ et (b) $M_W = 6.6$, $R_{RUP} = 30 \text{ km}$ et $V_{S30} = 550 \text{ m/s}$. La table 4.12 donne les caractéristiques des accélérogrammes réels indexés sur cette figure.

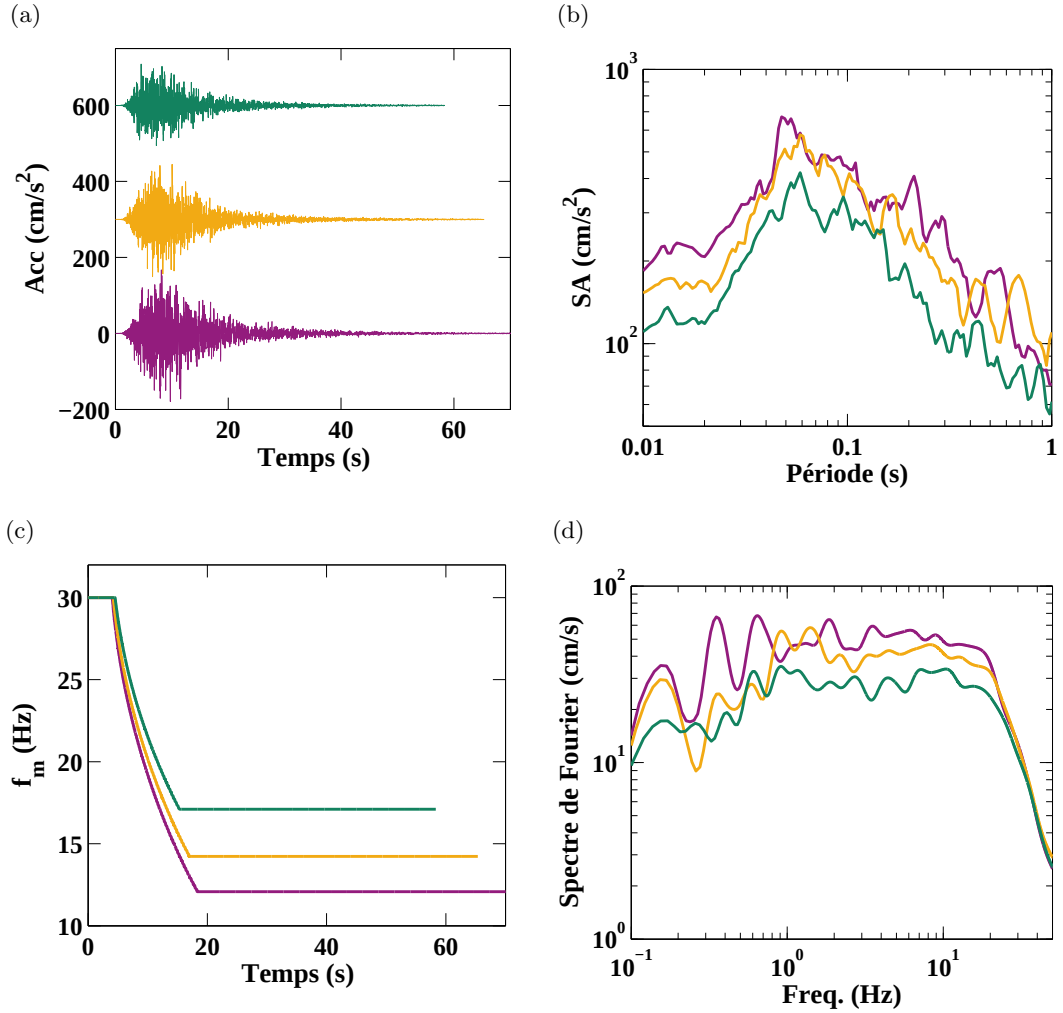


Figure 4.42 : Illustration de l'effet de V_{S30} sur les synthétiques dans le cas d'un scénario de magnitude de moment 6.2 et de distance à la rupture 19 km et pour différents V_{S30} : en rose, $V_{S30} = 500\text{m/s}$, en jaune, $V_{S30} = 800\text{m/s}$ et en vert, $V_{S30} = 1500\text{m/s}$. a. Accélérogrammes en cm/s^2 . b. Spectres de réponse en accélération en cm/s^2 . c. Fréquences de coupure des hautes fréquences ($f_m(t)$) en Hz déterminées en fonction de la fréquence centrale évoluant au cours du temps. d. Spectres de Fourier en cm/s lissés à partir de la méthode de [Konno et Ohmachi \(1998\)](#) ($b=20$). Le lissage est réalisé dans un but de clarté des comparaisons. Les nombres aléatoires ont été fixés et sont identiques dans le cas des trois simulations.

4.5 Conclusions et discussion

Dans ce chapitre, la méthode stochastique non stationnaire préalablement développée par Sabetta et Pugliese (1996) puis par Pousse *et al.* (2006) a été améliorée. Tout d’abord, de nouveaux modèles de prédiction empiriques ont été développés à partir d’une nouvelle base de données japonaise présentée au chapitre 2 pour les indicateurs clés décrivant le mouvement sismique, c’est à dire l’intensité d’Arias, la durée significative relative et la fréquence centrale. Ces nouveaux modèles s’appuient sur les développements scientifiques récents de tels modèles (considération des effets non linéaires de l’amplitude avec la magnitude, considération de V_{S30} , distinction des variabilités inter et intra événements). Ces modèles de prédiction empiriques sont valides pour des séismes de magnitudes modérées à fortes ($4.5 \leq M_W \leq 6.9$), pour des distances allant jusqu’à 80 km pour les plus faibles magnitudes et jusqu’à 300 km pour les plus fortes magnitudes et pour des sites « durs » ($500 \leq V_{S30} \leq 1500$ m/s). Dans le cas de la fréquence centrale, nous avons illustré de manière théorique la difficulté à caractériser la non stationnarité en fonction de la magnitude et de la distance à la rupture. Pour la majorité des enregistrements de la base japonaise, cette non stationnarité se traduit par une décroissance exponentielle de la fréquence moyenne du signal au cours du temps. Finalement, nous proposons que la valeur de cette fréquence en début de signal (coefficient A) soit principalement contrôlée par la distance à la rupture, avec une fréquence centrale plus forte en champ proche et légèrement plus faible pour les plus fortes magnitudes. La décroissance de la fréquence centrale au cours du temps (coefficient B) est plus forte en champ proche et pour des sites mous mais la variabilité de B d’un enregistrement à l’autre reste forte et ces tendances sont ténues.

La définition de la densité spectrale dans cette méthode stochastique a été modifiée de manière à mieux considérer la non stationnarité. L’enveloppe temporelle initiale a été adaptée pour être réaliste dans le cas des scénarios les plus extrêmes (champs très proche et lointain). Une autre amélioration importante concerne la capacité de la nouvelle méthode à reproduire la variabilité naturelle des mouvements sismiques observés. Désormais, les paramètres clés du mouvement sismique sont tirés conjointement suivant les corrélations existantes à la fois en terme d’événement sismique (corrélation entre résidus inter-événements) et en terme de site (corrélation entre résidus intra-événements). La distinction des tirages aléatoires dans les distributions inter-événements et intra-événement a aussi permis de relier le tirage aléatoire de la chute de contrainte à celui des distributions inter-événements, sous l’hypothèse que la chute de contrainte est corrélée avec le maximum de l’accélération. Finalement, nous avons montré que nos synthétiques reproduisaient relativement bien les distributions des paramètres du mouvement sismique. De plus, comme dans le cas des observations, nous reproduisons la variabilité des formes d’ondes, des amplitudes et des durées.

Quelques remarques peuvent être faites au sujet d’éventuelles futures améliorations. Tout d’abord, la distance à la rupture a été utilisée à la fois pour déterminer les indicateurs du mouvement sismique à partir des modèles de prédiction empiriques et dans la définition de l’enveloppe temporelle. La figure 4.43 présente des comparaisons de l’enveloppe temporelle médiane

simulée pour un événement avec des enveloppes réelles issues de la base japonaise. Les modèles empiriques récents (NGA) utilisent pour la plupart la distance à la rupture en considérant que cette distance est la plus appropriée pour prédire l'atténuation des amplitudes des mouvements sismiques dans la région proche de la source pour les séismes de magnitudes modérées à fortes. La figure 4.43 suggère que les mesures de distances par rapport à l'hypocentre contrôlent davantage la forme de l'enveloppe temporelle. En effet, dans le cas des enregistrements avec une distance à la rupture nettement plus faible que la distance hypocentrale, on remarque que le pic de l'enveloppe correspondant à l'arrivée de l'onde de cisaillement arrive plus tardivement que ce qui est modélisé. Précédemment, Scherbaum *et al.* (2006) avaient noté que l'utilisation de la distance hypocentrale dans les modèles stochastiques de type SMSIM permettait une meilleure ressemblance entre les simulations stochastiques et les modèles de prédiction empiriques. Ce résultat était cohérent avec les travaux de Mai *et al.* (2005) et Manighetti *et al.* (2005) qui suggèrent que l'aspérité principale d'un séisme est localisée proche de l'hypocentre. Plusieurs solutions futures pourraient être explorées. Tout d'abord, pour une distance à la rupture adoptée dans les modèles de prédiction empiriques, une distribution de distances hypocentrales pourrait être définie. Ainsi, pour une même distance à la rupture, plusieurs formes d'enveloppes temporelles seraient possibles dans lesquelles la même énergie serait incorporée. Une autre solution pourrait être d'avoir des modèles empiriques avec un double développement R_{RUP}/R_{hypo} comme le suggère Bommer et Akkar (2012). De plus, l'utilisation de la distance à la rupture dans la définition de l'enveloppe temporelle peut expliquer le décalage vers les hautes fréquences du maximum du spectre de réponse observé aux figures 4.36 et 4.38 pour $\epsilon = 1$ et qui est davantage marqué pour le plus fort scénario. La figure 4.44 présente un exemple de synthétique pour lequel seule la distance intervenant dans la définition de l'enveloppe temporelle a été augmentée. Cette augmentation permet le décalage de la bosse du spectre de réponse vers les longues périodes (basses fréquences).

Deuxièmement, l'enveloppe temporelle calibrée sur les données japonaises par Pousse *et al.* (2006) n'a pas été modifiée en elle-même. Cette calibration n'est pas forcément adéquate dans le cas d'applications de la méthode stochastique non stationnaire à une autre région. Une solution future qui pourrait être envisagée serait de directement définir l'enveloppe temporelle à partir d'un modèle de prédiction empirique à la manière de Stafford *et al.* (2009b). Ces auteurs ont assimilé les enveloppes temporelles des signaux réels à une distribution log-normale avec une certaine médiane et un certain écart-type. Ils ont ensuite défini des modèles de prédiction empiriques pour cette médiane et cet écart-type. Toutefois, comme on peut le constater à la figure 4.43, la modélisation de l'enveloppe temporelle par une seule fonction log-normale n'est pas adéquate à partir d'une certaine distance hypocentrale. Un travail approfondi sur la forme de l'enveloppe via des comparaisons simulations/données serait intéressant.

Troisièmement, comme cela a été reporté précédemment par Atkinson et Silva (1997) et Atkinson et Silva (2000), le modèle de source ponctuelle de Brune conduit à une surestimation du contenu fréquentiel à basses fréquences pour les événements de magnitudes les plus importantes. Dans le cas de nos simulations, on peut aussi observer cette surestimation en comparant les figures 4.36 et 4.38 représentant les synthétiques générés avec des distributions tronquées à un

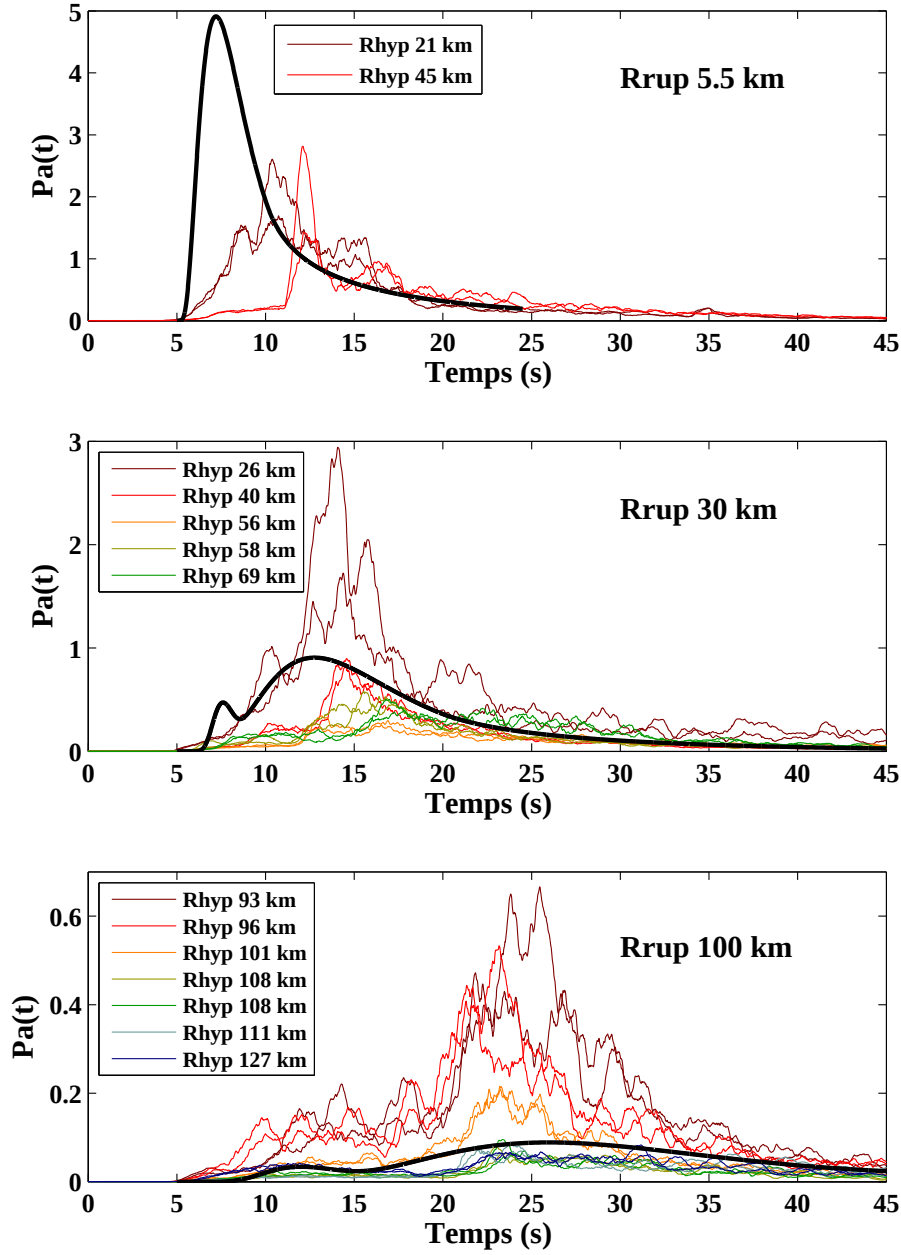


Figure 4.43 : Comparaisons des enveloppes temporelles réelles avec l'enveloppe temporelle synthétique médiane de notre méthode stochastique non stationnaire dans le cas d'un événement de magnitude de moment 6.6 et pour trois distances à la rupture. Les enregistrements réels ont été sélectionnés pour $R_{RUP} = 5.5 \pm 2\text{km}$ et $V_{S30} = 630 \pm 80\text{m/s}$ (en haut), pour $R_{RUP} = 30 \pm 5\text{km}$ et $V_{S30} = 550 \pm 50\text{m/s}$ (au milieu) et pour $R_{RUP} = 100 \pm 2\text{km}$ et $V_{S30} = 550 \pm 50\text{m/s}$ (en bas). Les enveloppes temporelles réelles ont été déterminées à la manière de [Dugundji \(1958\)](#) comme [Stafford et al. \(2009b\)](#) pour les deux composantes horizontales. Ces enveloppes ont ensuite été lissées en utilisant une moyenne mobile sur 101 points.

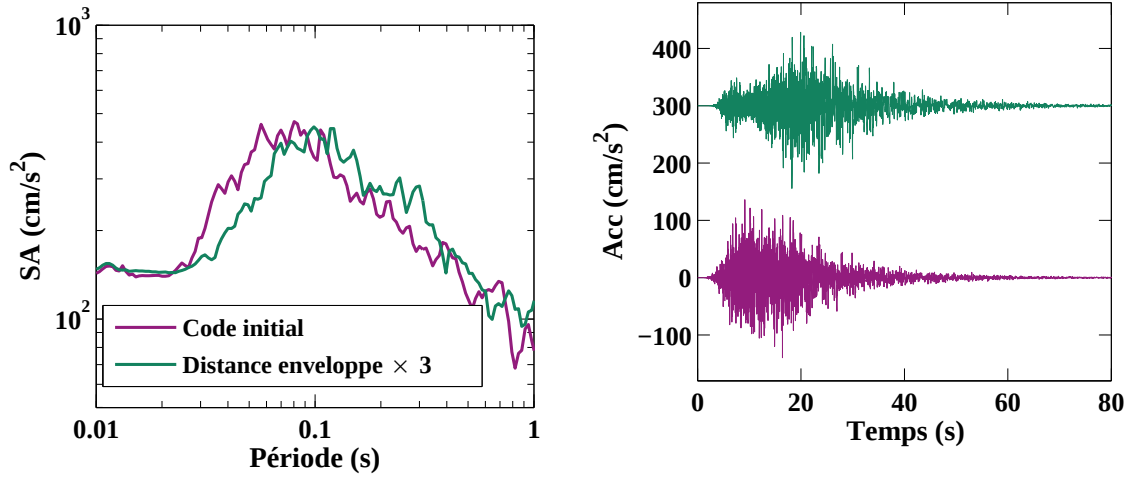


Figure 4.44 : Illustration de l'effet de la modification de la distance intervenant dans la définition de l'enveloppe temporelle (voir figure 4.2) sur le spectre de réponse en accélération et sur les traces temporelles. Le spectre de réponse et l'accélérogramme en rose ont été déterminés à partir de notre méthode stochastique non stationnaire telle que définie dans ce chapitre, pour un scénario de magnitude de moment 6.6, une distance à la rupture de 30 km et un V_{S30} de 550 m/s. Le spectre de réponse et l'accélérogramme en vert ont été générés en multipliant par trois la distance intervenant dans la définition de l'enveloppe, c'est à dire en multipliant par 3 le terme $(ts - tp)$ à la figure 4.2. Les nombres aléatoires ont été fixés et sont identiques dans le cas des deux simulations.

certain $\epsilon\sigma$. En effet, dans le cas du scénario de magnitude 6.2, à basses fréquences l'amplitude moyenne des synthétiques est plus importante que celle du spectre empirique alors que ce n'est pas le cas des simulations pour un magnitude 5.2. Atkinson et Silva (1997) et Atkinson et Silva (2000) ont montré que les modèles stochastiques de source étendue (e.g., EXSIM, Motazedian et Atkinson, 2005), ou l'utilisation d'un modèle de point source avec deux fréquences coins, permettaient d'éliminer cette sur-estimation. Le spectre à deux fréquences coins de Atkinson et Silva (2000) a cependant été déduit empiriquement et il est ainsi difficile de l'appliquer en dehors du contexte californien. Pour mieux prendre en compte cet effet de source étendue, la méthode stochastique pourrait être combinée avec une méthode déterministe permettant une meilleure évaluation du contenu fréquentiel à basses fréquences. Par exemple, les techniques mises en place par Graves et Pitarka (2010) ou Causse *et al.* (2009) pourraient être explorées.

CHAPITRE 5

Application de la nouvelle méthode stochastique semi-empirique non stationnaire

5.1	Introduction	208
5.2	Atouts de la méthode stochastique non-stationnaire	209
5.2.1	Comparaison des traces temporelles synthétiques issues de différentes méthodes	209
5.2.2	Comparaison des réponses de bâtiments et de colonnes de sol sollicités par différents jeux de données réels et artificiels	214
5.2.2.1	Résumé en français	214
5.2.2.2	Article	215
5.3	Sélection de 10 accélérogrammes synthétiques à partir de différents critères et comparaison de leurs caractéristiques	230
5.3.1	Introduction de quelques critères de sélection	230
5.3.2	Sélection de 10 accélérogrammes synthétiques	232

5.1 Introduction

Avec le développement des outils de calcul, les calculs non linéaires sont de plus en plus utilisés pour déterminer la réponse de structures (e.g., bâtiments, colonnes de sol) à une sollicitation sismique. Pour réaliser ces calculs de dynamique des structures, des traces temporelles sont désormais nécessaires alors que dans les calculs statiques « classiques » un spectre de réponse est suffisant. La demande des scientifiques du génie parasismique est donc actuellement très forte en traces temporelles. Pour respecter la réglementation, ces traces temporelles doivent aussi avoir généralement un contenu fréquentiel proche d'un spectre de réponse cible.

Dans l'idéal, ces traces temporelles doivent être naturelles et celles pour lesquelles le scénario (magnitude, distance, condition de site) est proche du scénario cible sont sélectionnées dans les bases de données accélérométriques. Des outils se sont développés pour faciliter les sélections de traces temporelles naturelles dont le spectre de réponse est proche d'un spectre cible (e.g., programme REXEL de Iervolino *et al.* (2010), outils du centre de recherche en génie parasismique du Pacifique (*Pacific Earthquake Engineering Research Center* [PEER]) http://peer.berkeley.edu/peer_ground_motion_database/spectras/new). Pour davantage ajuster les traces temporelles au spectre cible, celles-ci peuvent être multipliées par un facteur linéaire (par exemple, en les normalisant toutes à un même maximum de l'accélération) ou soit le spectre de Fourier peut être adapté (e.g., programme WES RASCAL, Silva *et al.* (1987) ou soit des ondelettes peuvent être ajoutées (e.g., programme RSPMATCH, Abrahamson, 1992, Hancock *et al.*, 2006, Al Atik *et al.* (2010)).

Toutefois, dans ces grandes bases de données, pour les scénarios d'intérêt des études de génie parasismique si un nombre relativement suffisant d'enregistrements est disponible dans le cas des sols, il manque cependant des enregistrements dans le cas des sites rocheux, comme on a pu le constater au chapitre 2. Pour combler cette insuffisance, les méthodes stochastiques sont intéressantes car elles requièrent peu d'informations sur la source et les milieux de propagation. Un autre avantage est qu'un grand nombre de traces temporelles peut être généré rapidement. Les méthodes stochastiques de type SIMQKE de Gasparini *et al.* (1976) sont intéressantes car les traces temporelles générées sont compatibles à un spectre cible. Cependant, ces méthodes n'incluent pas de bases sismologiques comme c'est le cas de la méthode SMSIM de Boore (1983, 2003) et de la méthode stochastique non stationnaire que nous avons développée au chapitre 4. Notre méthode présente l'avantage d'être plus simple que SMSIM en terme de paramètres d'entrée requis. De plus, par rapport à ces deux méthodes (SMSIM et SIMQKE), notre méthode reproduit la non stationnarité et la variabilité des observations. Dans ce chapitre, les phases fortes des traces temporelles ainsi que les spectres de Fourier de ces différentes méthodes seront comparés.

Si les méthodes stochastiques permettent la génération d'un grand nombre de traces temporelles, les calculs non linéaires de structures requièrent des temps de calcul importants et l'interprétation de leurs résultats reste complexe. Un nombre restreint de traces temporelles est finalement sélectionné. Suivant les propriétés des structures analysées, un nombre d'accéléro-

grammes minimal différent est nécessaire (Özer et Akkar, 2012). Par ailleurs, même si plusieurs traces temporelles sont utilisées la question de la variabilité est très peu discutée. En effet ces différentes traces sont généralement toutes ajustées au spectre de réponse cible sans examiner si la variabilité naturelle des autres indicateurs est conservée.

Dans le cadre d'un groupe de recherche et d'évaluation des méthodes de génération de sismogrammes du Réseaux Accélérométriques Permanents [RAP] mis en place en 2011 et intitulé « Mouvement sismique pour l'ingénieur », différents modèles de bâtiments (bâtiments en béton avec différentes fréquences de résonance et un bâtiment en maçonnerie) et un modèle de colonne sédimentaire ont été soumis à différents jeux de données accélérométriques. La question de la variabilité de la réponse de ces structures à ces différents jeux de données est discutée.

Dans une seconde partie, nous sélectionnerons 10 accélérogrammes parmi un grand nombre de synthétiques générés à partir de notre méthode stochastique non stationnaire dans le cas de deux scénarios. Nous regarderons l'impact des critères de sélection sur la variabilité des indicateurs clés (spectre de réponse en accélération, PGA , AI , D_{SR}) et sur les traces temporelles en accélération, vitesse et déplacement.

5.2 Atouts de notre méthode stochastique non-stationnaire vis à vis d'autres méthodes stochastiques

5.2.1 Comparaison des traces temporelles synthétiques issues de différentes méthodes

Dans cette section, nous proposons de comparer un exemple de traces temporelles obtenu à partir de différentes méthodes pour le scénario suivant : $M_W=6.0 \pm 0.2$, $R_{RUP}=20 \pm 5$ km et $V_{S30}=500 \pm 50$ m/s. Ces traces temporelles sont les suivantes :

- **SIMQKE** : une trace temporelle calculée à partir de la méthode SIMQKE de Gasparini et Vanmarcke (1976) dans le cadre de l'article présenté à la section suivante 5.2.2 et qui s'ajuste au spectre de réponse EC8 français pour ce type de scénario.
- **SMSIM** : une trace temporelle calculée à partir de la méthode SMSIM de Boore (2003) en utilisant les paramètres décrits dans le chapitre 3, $M_W=6.0$, $R_{RUP}=20$ km, $V_{S30}=500$ m/s et $\kappa_0=0.05$ s.
- **CETTE ÉTUDE** : une trace temporelle calculée à partir de la méthode stochastique non stationnaire pour un scénario avec $M_W=6.0$, $R_{RUP}=20$ km et $V_{S30}=500$ m/s.
- **OBSERVATION** : une trace temporelle réelle issue de la base de données japonaise comprise dans les bornes du scénario choisi. Une seule trace temporelle correspond à ce scénario. Cette trace est enregistrée à la station MYG009 (réseau japonais *Kyoshin network* [K-NET]) et associée au séisme de Miyagi-Ken datant du 26 juillet 2003 de $M_W=6.1$ et à une distance $R_{RUP}=24$ km.

Les figures 5.1 et 5.2 présentent les phases fortes des traces temporelles ainsi qu’une analyse temps-fréquence de celles-ci. Ces figures mettent en avant la non stationnarité observée à la fois en temps et en fréquence dans le cas de nos simulations par rapport aux synthétiques des autres études.

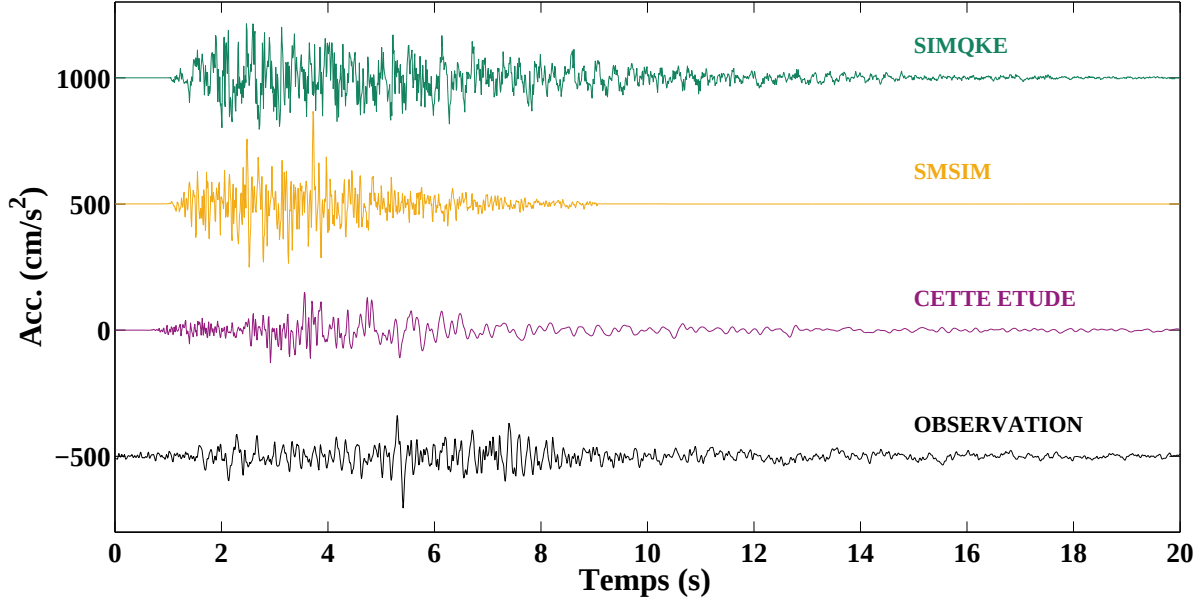


Figure 5.1 : Comparaison des quatre traces temporelles sélectionnées suivant quatre méthodes différentes et correspondant à un scénario avec $M_W=6.0 \pm 0.2$, $R_{RUP}=15 \pm 10$ km et $V_{S30}=500 \pm 50$ m/s.

➤ Discussion sur la correction du contenu fréquentiel à basses fréquences :

Dans le chapitre 1, nous avons introduit les méthodes stochastiques stationnaires SMSIM et SIMQKE et discuté des différences entre ces deux méthodes. Un point important que nous avons soulevé concerne une éventuelle surestimation du contenu fréquentiel qui est observable dans le spectre de Fourier à basses fréquences dans le cas des accélérogrammes synthétiques générés avec des méthodes dont le principe de base est similaire à la méthode SIMQKE (cas de notre méthode). Cette surestimation n’est par contre pas observable dans le cas des spectres de Fourier des accélérogrammes synthétiques générés avec SMSIM. [Safak et Boore \(1988\)](#) ont démontré théoriquement et numériquement que cette surestimation provenait de la multiplication par l’enveloppe temporelle dans le cas des méthodes de type SIMQKE. En effet, même si le bruit blanc est multiplié par une définition de spectre où à la fréquence zéro le spectre est égal à zéro, la multiplication par l’enveloppe temporelle modifie ce point. Le fait que le spectre de Fourier ne soit pas nul à la fréquence zéro pose un problème lorsque l’on souhaite intégrer les traces temporelles en accélération à des traces temporelles en vitesse et en déplacement. Dans ce cas, des amplitudes basses fréquences viennent biaiser les observations comme le montre la figure 5.3 du haut (sans correction) dans le cas des signaux : OBSERVATION, CETTE ETUDE et SIMQKE. Ce contenu fréquentiel enrichi en basses fréquences est naturellement présent dans les signaux réels du fait notamment de la présence de bruit. C’est pourquoi généralement les données sont filtrées à basses fréquences (e.g., [Pacor et al., 2011](#)). Dans le cas de la méthode SMSIM, la dernière étape consiste à calibrer le spectre dans le domaine fréquentiel et, de ce fait,

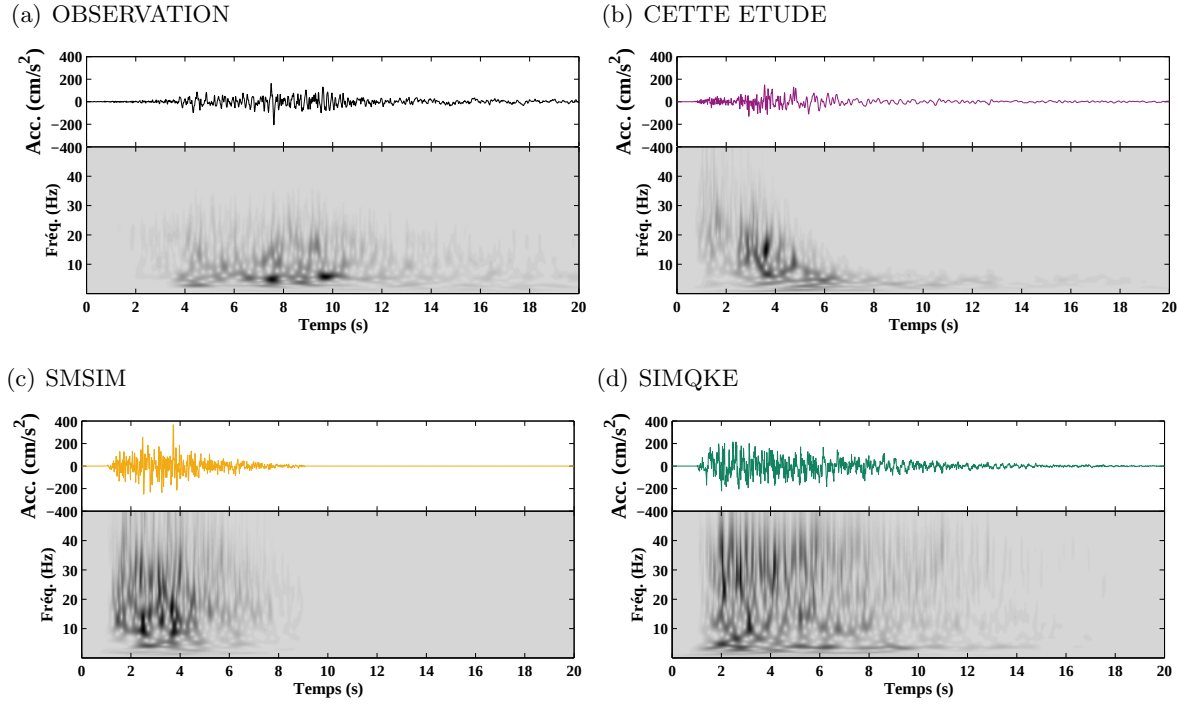


Figure 5.2 : Comparaison des analyses temps-fréquences des quatre traces temporelles issues de différentes méthodes choisies pour exemple.

l'accélérogramme synthétique généré peut être directement intégré en vitesse et en déplacement. La figure 5.4 du haut (sans correction) présente les spectres de Fourier des différentes traces dans une représentation log-log et semi-log. On constate à basses fréquences que l'amplitude des spectres de Fourier est plus élevée dans le cas de notre méthode et dans le cas de SIMQKE alors que pour SMSIM l'amplitude est égale à zéro. Pour corriger les traces temporelles en temps, Rezaeian et Der Kiureghian (2010) appliquent un filtre décrivant le mouvement d'un oscillateur à un degré de liberté (voir équation 1.32) de fréquence propre la fréquence de coin. Par rapport aux corrections classiques, ce filtre présente l'avantage de corriger directement les résidus en vitesse et en déplacement. Nous avons appliqué ce filtre sur nos traces temporelles en accélération pour différentes fréquences propres. Tout d'abord, une fréquence propre de 0.2 Hz a été choisie car elle correspond approximativement à la fréquence coin de l'accélérogramme naturel. Les traces filtrées à cette fréquence de 0.2 Hz sont toutes corrigées du biais lié aux basses fréquences. Toutefois, il n'est pas nécessaire de filtrer jusqu'à la fréquence coin pour corriger ces effets (voir figures 5.3 et 5.4). Pour minimiser la perte d'information à basses fréquences, il est préférable de filtrer à la fréquence minimum requise. Pour cette raison, dans la suite du document, le filtre avec une fréquence de coupure de 0.1 Hz sera appliqué sur les traces temporelles en accélération avant leur intégration en vitesse et en déplacement.

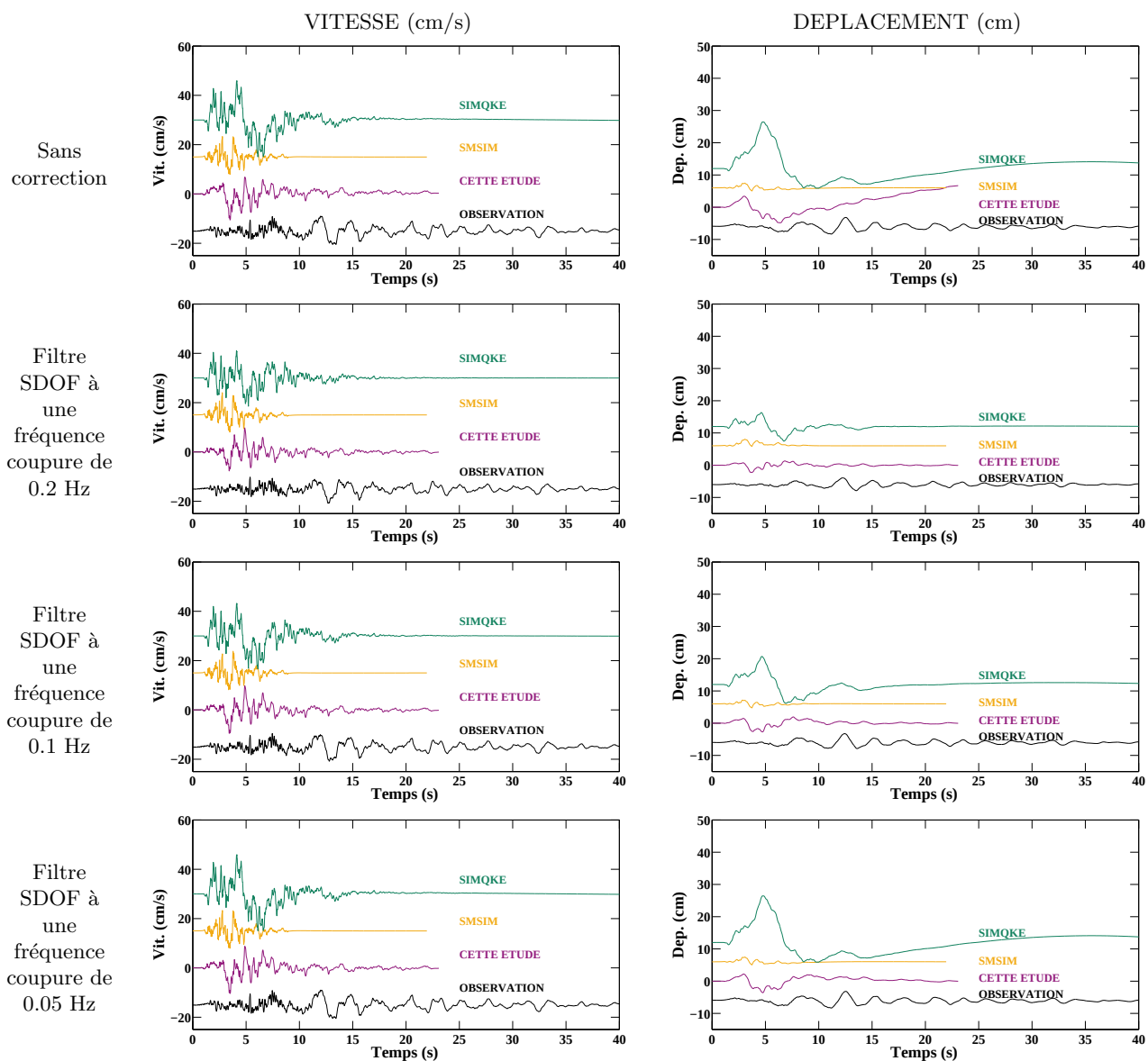


Figure 5.3 : Comparaison des traces temporelles en vitesse et en déplacement obtenues après intégration des traces temporelles en accélération, dans un premier cas, en conservant les traces temporelles en accélération initiales et ensuite en leur appliquant le filtre d'un oscillateur à un degré de liberté pour différentes fréquences propres.

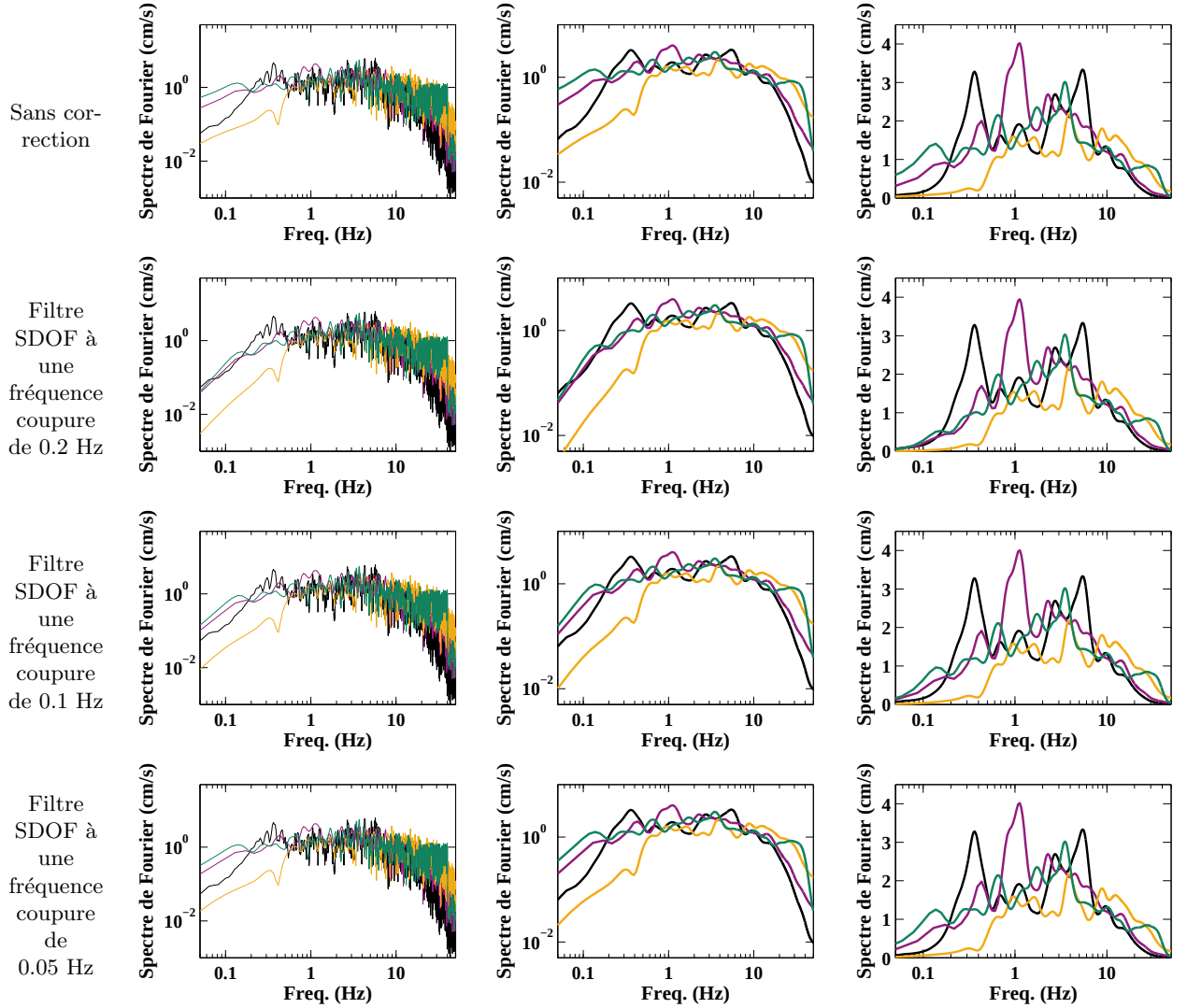


Figure 5.4 : Comparaison des spectres de Fourier obtenus après intégration des traces temporelles en accélération dans un premier cas, en conservant les traces temporelles en accélération initiales et ensuite en leur appliquant le filtre d'un oscillateur à un degré de liberté pour différentes fréquences propres.

5.2.2 Comparaison des réponses de bâtiments et de colonnes de sol sollicités par différents jeux de données réels et artificiels

Eurocode 8-compatible synthetic time-series as input to dynamic analysis

CAUSSE, M., A. LAURENDEAU, M. PERRAULT, J. DOUGLAS, L.F.

BONILLA and P. GUEGUEN

Published online in *Bulletin of Earthquake Engineering* since 5 November 2013 ;

doi : 10.1007/s10518-013-9544-2

Remarque : La méthode stochastique non stationnaire développée dans le travail de thèse a été utilisée pour constituer un des jeux de données de l'article. La version de la méthode employée ne prend pas en considération tous les développements abordés au chapitre 4. Notamment, seules les corrélations entre les résidus totaux des quatre indicateurs AI , D_{SR} , A et B sont considérées (pas de distinction des coefficients de corrélation inter et intra événements, pas de corrélation avec la chute de contrainte, pas de corrélation entre Q_0 et N), les adaptations de l'enveloppe temporelle en champ proche n'étaient pas incluses et enfin, les variations de la fréquence centrale n'étaient pas limitées entre l'arrivée des ondes P et le début des ondes de la coda. La méthode stochastique a aussi été adaptée à ce nouveau problème puisque les modèles de prédiction empiriques ont été remplacés par les distributions des indicateurs déduites d'un jeu de données réelles. Aussi, la valeur de magnitude intervenant dans la définition de la fréquence coin et la valeur de la distance à la rupture intervenant dans la définition de l'enveloppe temporelle ont été tirées aléatoirement dans une distribution uniforme dont les limites ont été fixées par le jeu de données réelles de la base PEER.

5.2.2.1 Résumé en français

L'analyse dynamique non linéaire des structures existantes ou en projet de construction nécessite souvent l'utilisation de traces temporelles dont le spectre de réponse en accélération est compatible à un spectre de conception cible. Dans cette étude, notre objectif est de générer un jeu de données avec un bon degré d'ajustement au spectre de dimensionnement français défini dans l'Eurocode 8. Les traces temporelles synthétiques sont générées à partir d'une méthode stochastique non stationnaire. Afin de calibrer les paramètres d'entrée de l'approche stochastique, un jeu d'enregistrements naturels de référence est sélectionné au sein de la base de données PEER. Ces enregistrements correspondant à la classe de site B de l'Eurocode 8 ont ensuite été ajustés au spectre cible par le biais d'addition d'ondelettes. Ensuite, les réponses non linéaires d'une colonne de sol, incluant des effets de pression de pores, et les réponses non linéaires de structures fragiles et ductiles à différents jeux de données (accélérogrammes naturels, traces temporelles stochastiques stationnaires et non stationnaires) ont été calculées. Les résultats révèlent une variabilité notable dans les réponses malgré des spectres de réponse similaires.

Mots clés : Eurocode 8(EC8), traces temporelles compatibles à un spectre de réponse cible, réponse de site non linéaire, réponse structurelle, variabilité

5.2.2.2 Article

Eurocode 8-compatible synthetic time-series as input to dynamic analysis

Mathieu Causse · Aurore Laurendeau ·
Matthieu Perrault · John Douglas ·
Luis Fabian Bonilla · Philippe Guéguen

Received: 23 January 2013 / Accepted: 22 October 2013
© Springer Science+Business Media Dordrecht 2013

Abstract Nonlinear dynamic analysis of existing or planned structures often requires the use of accelerograms that match a target design spectrum. Here, our main concern is to generate a set of motions with a good level of fit to the Eurocode 8 design spectra for France. Synthetic time series are generated by means of a non-stationary stochastic method. To calibrate the input parameters in the stochastic approach, we select a reference set of accelerograms for a Eurocode 8 type B site category from the PEER Ground-Motion Database, which are then adjusted to the target spectrum through wavelet addition. Then, we compute nonlinear seismic responses of a soil column, including pore pressure effects, and brittle and ductile structures to the stochastic time-series, the natural accelerograms and time-series generated using stationary stochastic approaches. The results of these calculations reveal considerable variability in response despite the similarities in terms of spectral acceleration.

Keywords Eurocode 8 (EC8) · Spectrum-compatible time-series · Nonlinear site response · Structural response · Variability

1 Introduction

The selection of accelerograms for earthquake engineering (both geotechnical and structural branches) is becoming increasingly important with the growing use of nonlinear dynamic analysis, for which a set of input ground motions is a key component. Sets of accelerograms can be obtained/generated in various ways, including purely natural accelerograms (e.g.

M. Causse (✉) · A. Laurendeau · M. Perrault · P. Guéguen
ISTerre, CNRS, Université Joseph Fourier, IFSTTAR, BP 53, 38041 Grenoble Cedex 9, France
e-mail: mathieu.causse@ujf-grenoble.fr

L. F. Bonilla
Université Paris Est, IFSTTAR, Paris, France

J. Douglas
BRGM—DRP/RSV, Orléans, France

Published online: 05 November 2013

 Springer

Bommer and Acevedo 2004) through to purely artificial (e.g. Gasparini and Vanmarcke 1976) via various types in between (e.g. Douglas and Aochi 2008). Whatever the technique deployed, it is necessary that the input ground motions be compatible with the assumed earthquake scenario, usually described in terms of a magnitude-distance pair (and possibly other descriptors, e.g. focal mechanism, and number of standard deviations from the mean), level of ground-motion intensity and/or design response spectrum. This condition sometimes implies that input motions are adjusted: often simply by linear scaling, by adding harmonic components in the frequency domain (e.g., using WES RASCAL, Silva and Lee 1987) or by wavelet adjustments to obtain spectrum-compatible accelerograms (e.g., using RSPMatch, Abrahamson 1992; Hancock et al. 2006). It is vital that the set of motions allows the accurate prediction of the average response of the analyzed system but also an indication of the variability around this average due to possibly variations in ground motions (e.g. Douglas 2006).

Various recent studies attempt to define criteria to select sets of accelerograms suitable for dynamic analyses. Özer and Akkar (2012) propose a strategy to select and scale earthquake records that provides good estimates of the median response and variability of nonlinear structural systems without excessively changing the inherent features of the selecting recordings. Buratti et al. (2011) present criteria to select six time-series (two original records, each scaled to three target levels), which they use to obtain a reasonable estimate of the full distribution of drift response in a six-story reinforced-concrete (RC) frame building. In dynamic analyses, a crucial step is the selection of accelerograms with appropriate spectral shapes, a condition that cannot be achieved in case of excessive scaling (Watson-Lamprey and Abrahamson 2006). To ensure realistic spectral shapes (e.g. in agreement with a given magnitude-distance scenario), Rota et al. (2012) propose a method to find a suite of accelerograms compatible with the Italian design spectra at any location in Italy. They derive a seismic mesozonation of the Italian territory, based on the identification of groups of spectra with similar features. For each of these groups, a reference spectrum is defined and then used to select real spectrum-compatible records.

However, natural records corresponding to the earthquake scenario and site condition of the target spectrum are not always available. In this case simulations are needed. Among the available simulations techniques, stochastic simulations are widely used because of their simplicity. As summarized by Douglas and Aochi (2008), there are various types of stochastic methods: stationary stochastic methods that are compatible with a target spectrum (e.g., SIMQKE, Gasparini and Vanmarcke 1976), semi-empirical methods taking into account non-stationarity that are compatible with a target spectrum (e.g., Rezaeian and Der Kiureghian 2010) and methods incorporating earthquake physics (e.g., Pousse et al. 2006).

Some recent studies compare the impact of using different techniques on the results of the final engineering analysis. Schwab and Lestuzzi (2007) carried out nonlinear analyses on single-degree-of-freedom (SDOF) systems using time-series produced by the classic stochastic stationary procedure of SIMQKE (Gasparini and Vanmarcke 1976) as well as semi-empirical non-stationary stochastic simulations (Sabetta and Pugliese 1996). They show that the classic stationary procedure leads to a significant underestimation of the ductility demand compared to natural accelerograms, whereas the non-stationary procedure performs much better. Iervolino et al. (2010a) examine the mean nonlinear response of SDOF systems in terms of demand spectra (peak and cyclic response) using various sets of accelerograms, both real and artificial. They found that artificial records tend to underestimate the peak demand and to overestimate cyclic response. They do not give any conclusions on the variability of the response of the SDOF system. Along this line, Atkinson and Goda (2010) investigate peak nonlinear response of SDOF systems subjected to physics-based extended stochastic simula-

tions (EXSIM software, [Motazedian and Atkinson 2005](#)) and lightly modified and scaled real records. They suggest that the stochastic method may be able to capture the overall structure response. But again, they do not address response variability.

Recently, [Sextos et al. \(2011\)](#) chose an existing building damaged by the 2003 Lefkada earthquake as a case study. Taking advantage of the availability of the ground-motion excitation and damage observation, they calibrated a finite-element model of the building using the observed response and conducted extensive parametric analyses for various EC8-compliant sets of real accelerograms. They show that the main conclusions on the effects of the accelerogram selection on SDOF non-linear systems remain valid for more realistic irregular buildings. They also claim that EC8 specifications are too restrictive when selecting appropriate sets of accelerograms for reliable dynamic analysis.

Given the little guidance provided in the EC8 design code on how to select/generate code-compatible time-series a number of recent articles have proposed sets of accelerograms consistent with the standard EC8 spectra. [Kayhan et al. \(2011\)](#) develop a meta-heuristic harmony search algorithm to select and linearly-scale sets of seven natural accelerograms from the PEER Ground-Motion Database whose average spectra match the EC8 spectrum for the five principal EC8 site classes. [Iervolino et al. \(2010b\)](#) present a software package (REXEL) that allows suites of natural accelerograms to be selected from online European strong-motion databases whose averages match the EC8 spectral shape. Various options to adjust the selection algorithm (e.g. magnitude-distance ranges) are provided to the user. As mentioned above, [Rota et al. \(2012\)](#) also propose a method and suites of accelerograms for use in EC8-based design and analysis for Italy. These three studies are based on selection and scaling of natural strong-motion records. In contrast, [Giaralis and Spanos \(2009\)](#) propose a wavelet-based technique to generate artificial spectrum-compatible accelerograms, which they then apply to produce suites of EC8-compatible records.

The current article differs from these previous studies in three main ways. Firstly, previous studies are all based on the standard EC8 spectra, whereas the present study focuses on the Type 2 EC8 spectrum in application in France. This spectrum differs not only from the standard Type 1 shape, but also from the standard Type 2 spectrum at long periods (see Fig. 1 and [Pousse et al. 2005](#)). Secondly, these previous studies concentrated on providing accelerograms whose averages match code spectra rather than also explicitly seeking suites whose variability matches the true dispersion in earthquake ground motions. Thirdly, the additional step of using the proposed time-series as inputs to structural and/or geotechnical analyses was rarely made. This is an important step because it allows the variability in the response of engineering systems due to differences in the input ground motions (all of which are compatible with the code) to be assessed.

2 Time-series

As a common basis for this study we queried the PEER Ground-Motion Database (http://peer.berkeley.edu/peer_ground_motion_database/spectras/new) to find ten accelerograms with $5.8 \leq M_w \leq 6.2$, $0 \leq r_{rup} \leq 20$ km (where r_{rup} is the distance to the rupture) and $400 \leq V_{s30} \leq 600$ m/s that best match the French version of the EC8 design spectrum for a class B site (see Table 1). This database provides free access to thousands of strong-motion records from shallow crustal earthquakes in active areas and also easy-to-use online tools for the selection of records that match criteria in terms of earthquake scenario, local site conditions and response spectra. To not underestimate the true variability in ground motions or to bias the results by site- or event-specific characteristics we did not select more than one record

Fig. 1 Comparison between the standard EC8 spectra and the spectra applied in France (Type 1 and 2), for a type B site. For periods below 1 s the French Type 2 spectrum is the same as the standard EC8 spectrum and hence it is plotted beneath this curve

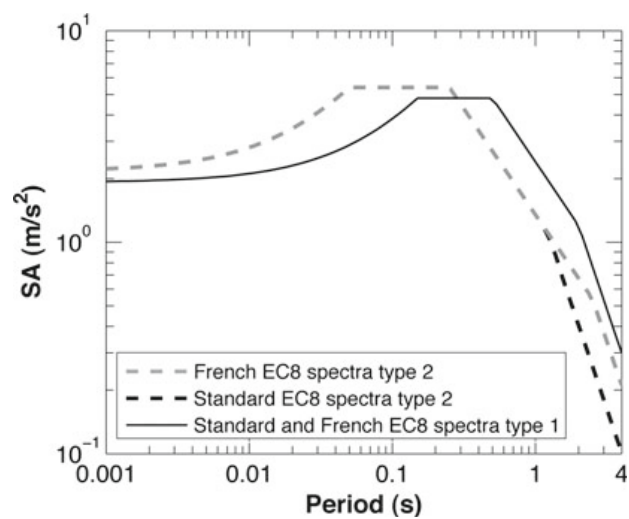


Table 1 *Natural_Scaled* dataset

Event	M_w	Station	Component (°)	r_{rup} (km)	V_{s30} (m/s)	Unscaled PGA (g)
1 Parkfield	6.19	Temblor pre-1969	295	16.0	528	0.27
2 Friuli, Italy-02	5.91	Forgaria Cornino	270	14.8	412	0.21
3 Irpinia, Italy-02	6.20	Calitri	270	8.8	600	0.17
4 Morgan Hill	6.19	Anderson Dam (Downstream)	250	3.3	488	0.42
5 San Salvador	5.80	Geotech Investig Center	90	6.3	545	0.87
6 Whittier Narrows-01	5.99	Garvey Res, -Control Bldg	330	14.5	468	0.46
7 Northridge-04	5.93	Moorpark—Fire Sta	180	14.7	405	0.18
8 Chi-Chi, Taiwan-02	5.90	TCU073	0	10.7	508	0.09
9 Chi-Chi, Taiwan-03	6.20	TCU078	0	7.6	443	0.28
10 Chi-Chi, Taiwan-04	6.20	CHY074	90	6.2	553	0.32
Mean M_w	6.05	Mean r_{rup} , V_{s30} and unscaled PGA		10.3	495	0.33

M_w is moment magnitude, r_{rup} is distance to the rupture and V_{s30} is the average shear-wave velocity in the top 30 m. The horizontal component used is expressed in terms of azimuth. Note that in the event column, 01 corresponds to the mainshock and 02, 03, ... to aftershocks

from a given earthquake or a given site. For each triaxial accelerogram, the single component that best matched the EC8 spectrum from the two horizontal components was selected and scaled to a target peak ground acceleration (PGA) of 0.22 g (the design PGA for a class B site in the highest hazard areas of mainland France). This set of accelerograms is the first set of input motions and it is called here: *Natural_Scaled*. There is a large variability in the response spectra of these signals even though, on average, they match the target spectrum quite well.

These ten accelerograms were then adjusted in the period range 0.1–1 s using the software SeismoMatch (<http://www.seismosoft.com/en/HomePage.aspx>), which adds wavelets so that the response spectra more closely match the target without greatly changing the “look” of the accelerograms. After applying this spectral matching the response spectra show a much closer match to the target spectrum, although they still lack short-period energy, but the accelerograms retain much variability in the time-domain. This is the second set of input motions and it is called here: *Natural_Matched*.

Until recently, many engineering studies used SIMQKE (Gasparini and Vanmarcke 1976) to create accelerograms whose response spectra match a target. Although this technique is no longer considered state-of-the-art, we generate ten accelerograms to match the target EC8 spectrum using SIMQKE as a test of the validity of such an approach. So that the durations of the SIMQKE accelerograms are physically realistic we adopted the exponential envelope function with a and b parameters that led to a relative significant duration (5–95 % of Arias intensity) close to the median duration predicted by the ground-motion prediction equation of Abrahamson and Silva (1996) for $M_w = 6$ at $r_{rup} = 10$ km and $V_{s30} = 500$ m/s (7.7s). These accelerograms have spectra that exactly match the target and there are all very similar in the time-domain. This is the third set of input motions and it is called here: *SIMQKE*.

In the original SIMQKE procedure, a white-noise time series is filtered with an exponential envelope in the time domain. The phase of the output time histories is chosen randomly. In this study, we use a modified version by using natural phase accelerograms to obtain more realistic time-series (Perrault et al. 2013). Another advantage of this approach is that it is suitable for generating three component accelerograms, which could be required for non-linear dynamic analyses. Moreover the strong-motion duration of the natural accelerograms is conserved by the definition of the envelope. Two sets of natural accelerograms are chosen to provide the phases and envelopes:

- Natural accelerograms were selected from the French Accelerometric Network database (RAP, Pequegnat et al. 2008). We selected ten records corresponding to earthquakes with local magnitudes $M_L > 4$, focal depths less than 10 km, and that were recorded at epicentral distances shorter than 40 km, so that they present an acceptable signal-to-noise ratio. These ten accelerograms were then adjusted using the modified SIMQKE procedure. This is the fourth set of input motions and it is called here: *RAP_mSIMQKE*.
- The same process was performed but using the *Natural_Scaled* dataset instead, which presents a larger variability and matches the target spectrum better than does the RAP records. This is the fifth set of input motions and it is called here: *Natural_mSIMQKE*.

The semi-empirical non-stationary stochastic method previously developed by Pousse et al. (2006) and then improved by Laurendeau (2013) has the advantage of being both simple (it does not require detailed knowledge on the rupture, travel path or site conditions) and accounting for basic concepts of seismology (Brune’s source, a realistic envelope function, non-stationarity and variability). Time-domain simulations are derived from the signal spectrogram and depend on three strong-motion indicators (intensity measures): the relative significant duration (D_{SR}), the Arias intensity (AI) and the central frequency of the signal ($FC(t)$). For this study, the indicator distributions are deduced from the *Natural_Scaled* dataset. Many time histories are initially simulated (5 000) and scaled to the target PGA. Ten accelerograms are then randomly selected, and the distributions (μ and σ) of the key indicators (AI and D_{SR}) and the mean of the ten acceleration response spectra (SA) are computed. The procedure is repeated until: (1) the indicator distributions of the synthetics match those obtained from the *Natural_Scaled* dataset; and (2) the mean of the ten acceleration response spectra matches the target spectrum between 0.05 and 2 s. To assess the goodness of fit, the

Table 2 Mean and variability of three key intensity measures for the seven sets of records

		Ln(PGA)		Ln(AI)		Ln(D _{SR})	
		Exp(μ) (m/s ²)	Exp(σ) (m/s ²)	Exp(μ) (m/s)	Exp(σ) (m/s)	Exp(μ) (s)	Exp(σ) (s)
1	Natural_Scaled	2.16	1.00	0.33	1.80	7.24	1.74
2	Natural_Matched	2.23	1.16	0.29	1.51	7.66	1.63
3	SIMQKE	2.20	1.00	0.69	1.20	7.65	1.02
4	RAP_mSIMQKE	2.36	1.06	0.90	1.22	16.41	1.29
5	Natural_mSIMQKE	2.53	1.14	0.51	1.28	8.74	1.38
6	STOCH	2.16	1.00	0.35	1.82	7.23	1.71
7	STOCH_Matched	2.12	1.13	0.34	1.61	7.45	1.82

PGA is peak ground acceleration, AI is Arias intensity and D_{SR} is relative significant duration equal to the time interval between 5 and 95 % of the cumulative AI over time

formulation of [Anderson \(2004\)](#) was used for the five criteria and their sum was minimized. This leads to the sixth set of input motions and it is called here: *STOCH*. These ten accelerograms were then adjusted using the software SeismoMatch, in the period range 0.1–1 s, which led to the seventh set of accelerograms: *STOCH_Matched*. For these two datasets, the match with the target spectrum is comparable to those of *Natural_Scaled* and *Natural_Matched*, with a lack of energy at short periods.

Table 2 presents the mean and variability of the three intensity measures considered when simulating the non-stationary stochastic accelerograms for the seven sets of time-series. We can observe that the *RAP_mSIMQKE* time-series have longer duration (D_{SR}) than the other ones, likely because the duration is fixed using records from distances up to 40 km. Figure 2 presents the accelerograms and spectra of these sets and as a measure of the variability in the spectra within each set, the coefficients of variation for spectral acceleration. From Table 2 and Fig. 2 it can be seen that the *Natural_Scaled* set shows the greatest variability and the *SIMQKE* records the least. As expected, the calibrated stochastic simulations (*STOCH* and *STOCH_Matched*) show variability close to that of the natural accelerograms (*Natural_Scaled* and *Natural_Matched*). It will be shown subsequently that this variability in input records carries over to variability in building and site response.

3 Analysis of building response

In this section some analyses of building response using the seven sets of acceleration time-series are presented. We first conduct relatively simple structural modelling because of the number of runs that are required; but as shown below, the general trends carry over to more sophisticated dynamic analyses.

3.1 Analysis of SDOF systems

It is well known that structures do not remain elastic under strong shaking. To compare the effect of the seven sets of accelerograms presented above, we compute the nonlinear response of SDOF systems. The building behaviour is described following a model developed to simulate hysteretic energy capacity. In this paper, we used the Takeda model, first proposed by [Takeda et al. \(1970\)](#) and since analysed in depth by [Schwab and Lestuzzi \(2007\)](#) and

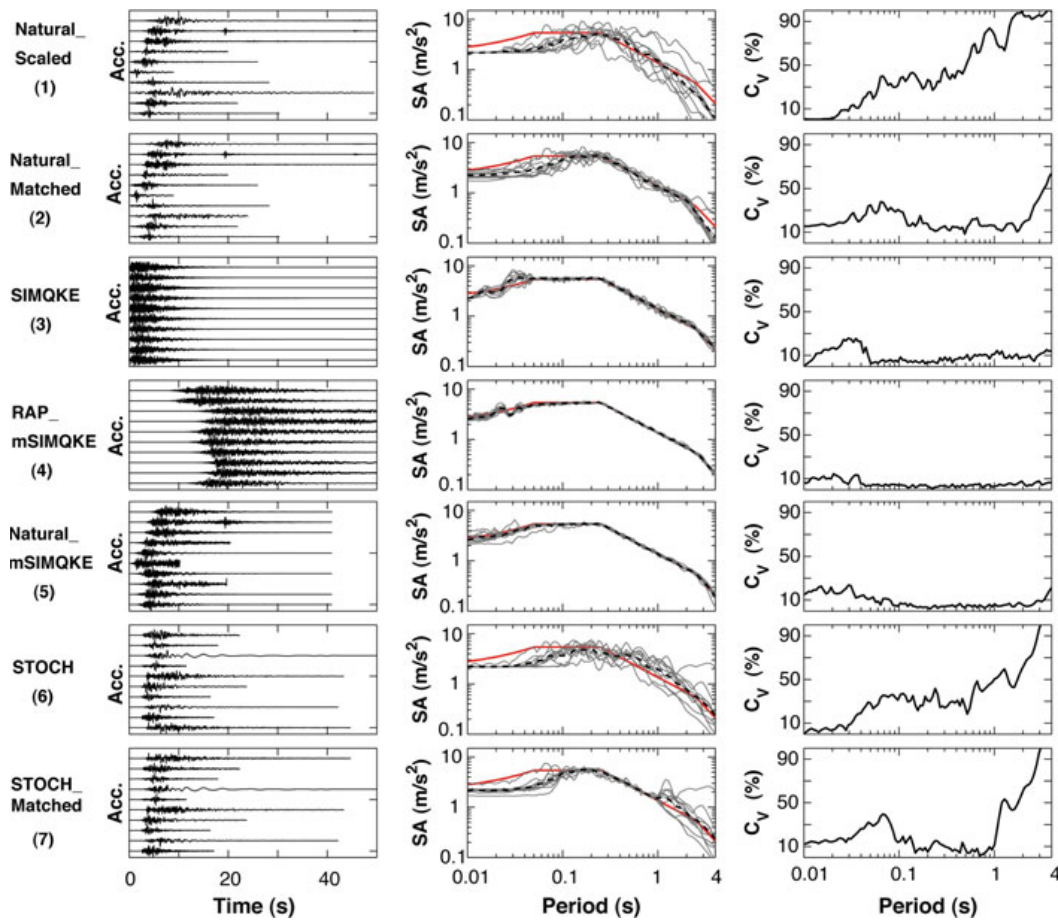


Fig. 2 Left The seven sets of accelerograms generated for the nonlinear dynamic analyses. The PGA values are all equal to $\sim 2.2 \text{ m/s}^2$. Middle Corresponding response spectra (gray), geometric mean of response spectra (black) and EC8 design spectrum for type B soil (red). Right coefficient of variation of spectral acceleration

Lestuzzi et al. (2007). The Takeda model includes realistic conditions for the reloading curves that model the characteristics of RC better than the standard elasto-plastic model. The Takeda model also accounts for the degradation of the stiffness with increasing excitation, which is related to the opening and closing process of existing cracks in the concrete, i.e. a reduction in the natural frequency of the building is accounted for. This behaviour is often observed in real structures under intense loading.

Five parameters are used to describe the Takeda model: the initial stiffness related to the natural frequency of the SDOF, the post-yield stiffness corresponding here to 5%, the coefficient α related to the stiffness degradation and the target β of the reloading curve. In this study, standard values are used to develop the Takeda model: $\alpha = 0.1$ and $\beta = 0.1$. The strength reduction factor R is 2, corresponding to a structure having limited hysteretic energy dissipation capacity, and which is currently recommended by design codes. The last parameter is the yield displacement (U_y). Up to the yield point, the building capacity curve is assumed to be linear. U_y depends on the frequency of the structure (which generally correlates with its height) and different values are, therefore, considered.

For each set of accelerograms, three initial frequencies (periods) are considered: 1 Hz (1 s), 2 Hz (0.5 s) and 5 Hz (0.2 s) roughly corresponding to frequencies of low- and medium-rise RC buildings. For these frequencies, three U_y are chosen, according to the values provided in HAZUS (FEMA 1999). We kept the values given for the C2 building class (i.e. concrete

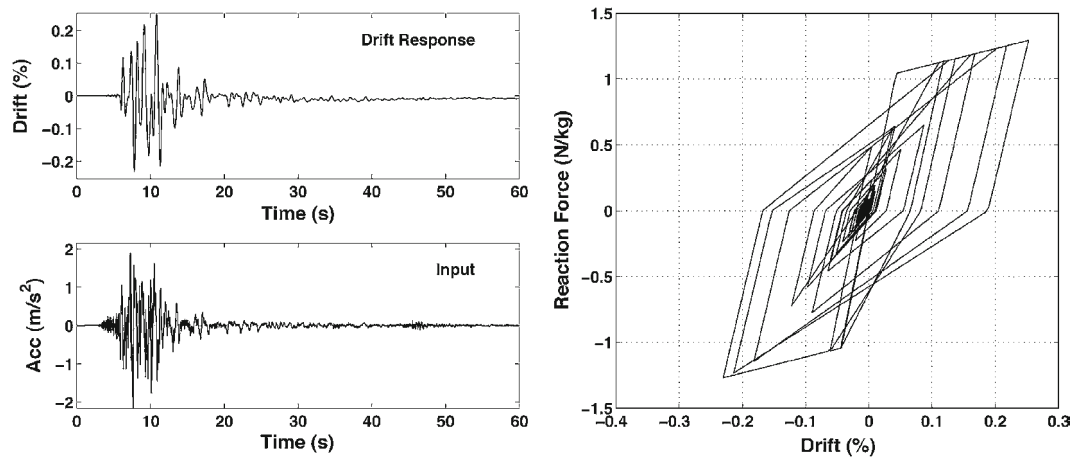


Fig. 3 Example of drift (left, upper figure) and force-displacement curve (right), for the 2 Hz SDOF building using the Friuli record (#2, Table 1; left, lower figure)

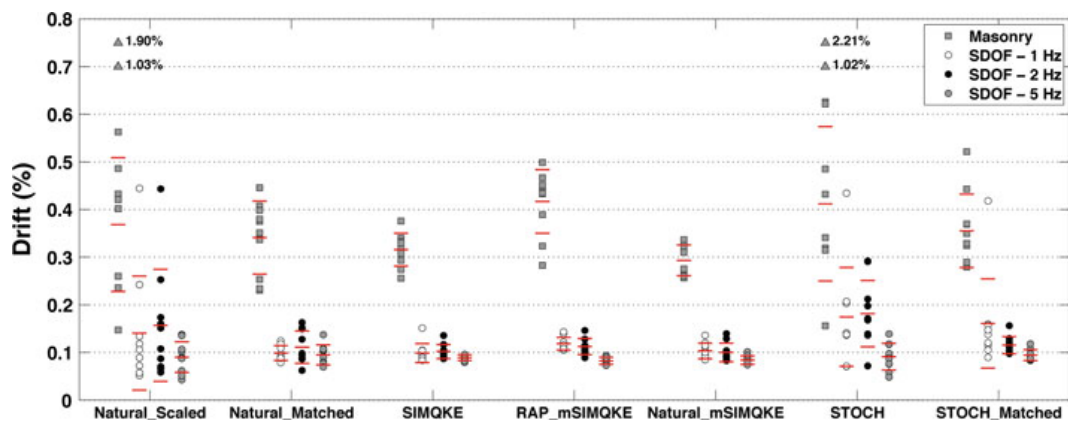


Fig. 4 Comparison of the drifts computed for SDOF systems at 1 Hz (grey circles), 2 Hz (black circles), 5 Hz (open circles) and masonry (grey squares) buildings, for the seven sets of accelerograms. For the sets *Natural_Scaled* and *STOCH*, median and standard deviation (represented by red dashes) are computed by removing the drift values larger than 0.8

shear walls) and corresponding to the Low Code seismic standard: $U_y = 0.30$ cm for $f = 5$ Hz, $U_y = 0.66$ cm for $f = 2$ Hz and $U_y = 1.88$ cm for $f = 1$ Hz. A damping ratio of 5 % is used, which is a standard assumption for RC structures.

3.2 Results

Figure 3 shows the force-displacement of the Takeda-model for the Friuli record (#2, Table 1) and the 2 Hz SDOF. We observe the hysteretic loops of the nonlinear behaviour of the system. The drift of the SDOF is also shown in Fig. 3 (upper row), this parameter being chosen to compare the effect of the variability of the seismic ground motion in building response.

Considering the seven sets of accelerograms analysed in this paper, the three SDOF systems are tested and the drifts are compared (Fig. 4; Table 3). The building response shows large differences in terms of variability. The lowest variability is obtained for simulations using the *SIMQKE* method (sets 3, 4 and 5). The variability is the highest for the natural accelerograms (*Natural_Scaled*) and is well reproduced by the non-stationary stochastic simulations (*STOCH*). These two sets of accelerograms also result in similar median values. Finally,

Table 3 Comparison of the mean and variability of the drift computed for SDOF systems (RC buildings) at 1, 2 and 5 Hz, and the masonry building, for the seven sets of accelerograms

		SDOF system— 1 Hz		SDOF system— 2 Hz		SDOF system— 5 Hz		Masonry building	
		Median	Std	Median	Std	Median	Std	Median	Std
1	Natural_Scaled	0.140	0.120	0.157	0.118	0.090	0.032	0.368	0.140
2	Natural_Matched	0.099	0.015	0.111	0.034	0.095	0.021	0.341	0.077
3	SIMQKE	0.099	0.020	0.102	0.015	0.089	0.006	0.316	0.035
4	RAP_mSIMQKE	0.118	0.013	0.112	0.017	0.082	0.007	0.417	0.067
5	Natural_mSIMQKE	0.103	0.016	0.100	0.019	0.084	0.009	0.293	0.032
6	STOCH	0.175	0.104	0.181	0.070	0.091	0.028	0.412	0.162
7	STOCH_Matched	0.161	0.094	0.115	0.018	0.094	0.012	0.355	0.077

the median and the variability in the response at 2 and 5 Hz using the natural matched (*Natural_Matched*) are similar to those obtained using the stochastic matched (*STOCH_Matched*) (note, however, that for the 1 Hz SDOF system, the median and the variability using the *Natural_Matched* is larger). This is because the matching is performed in the frequency range 0.1–1 s, and one of the accelerograms is associated with high spectral accelerations above 1 s and hence high drifts at 1 Hz). This indicates that the natural variability of the ground-motion should be accounted for when selecting accelerograms and both methods integrating the natural or stochastic variability of ground motions are the most adapted. In addition, the overall variability of the drift increases for long-period buildings (1 Hz). Depending on the features of the buildings, if this variability is neglected, the computed building response may underestimate the building response and the post-earthquake integrity of the building.

3.3 Analysis of a masonry building

To check the transferability of the results obtained for the simple SDOF system to masonry buildings, in this section we analyse the response of a sophisticated model of a masonry building developed by Gehl et al. (2013) to the same seven sets of accelerograms. Details of the analysed model and its calibration using an experimental pushover curve are provided in Gehl et al. (2013). Briefly, the model is of a simple two-storey brick building of size: 6 m (length) $\times$ 4.4 m (width) $\times$ 6.4 m (height), with a computed natural period of 0.149 s and higher modes (torsion and opposite-floor displacements) with periods around 0.05 s. The model is subjected to the seven sets of accelerograms along its length using the TREMURI software, which discretizes the masonry into several components (piers, spandrels and rigid zones) through an equivalent-frame approach and macroelements.

Like for the analysis conducted on the simple ductile systems, the computed drifts for the masonry building and the seven sets of accelerograms show variable mean drifts and great differences between the observed variability around this mean (Fig. 4). As with the ductile systems, the natural scaled accelerograms lead to the greatest variability and the accelerograms generated using *SIMQKE* the least. The mean and the variability in the response using the *Natural_Matched* records is again similar to that observed using the stochastic records matched to the target spectrum (*STOCH_Matched*). This confirms the observation made above that the non-stationary stochastic approach of generating accelerograms pro-

posed here is useful in capturing the true ground-motion variability and consequently the variability of building response.

4 Analysis of soil response

Because nonlinear dynamic analyses are not only commonly conducted for building response but also for geotechnical studies, in this section the response of soil layers are analyzed using the same seven sets of accelerograms.

4.1 Method

The multi-shear mechanism model (Towhata and Ishihara 1985) is a plane-strain formulation to simulate pore pressure generation in sands under cyclic loading and undrained conditions. Iai et al. (1990a,b) modified the model to account for the cyclic mobility and dilatancy of sands. The multiple-mechanism model relates the stress σ and strain ε through the following incremental equation (Iai et al. 1990a,b):

$$\{d\sigma'\} = [D](\{d\varepsilon\} - \{d\varepsilon_p\}) \quad (1)$$

where the curly brackets represent vector notation; $\{\varepsilon_p\}$ is the volumetric strain produced by the pore pressure, and $[D]$ is the tangential stiffness matrix. This matrix is composed by the volumetric and shear mechanisms, which are represented by the bulk and tangential shear moduli, respectively. Each spring follows the hyperbolic stress-strain model (Konder and Zelasko 1963) and the generalized Masing rules for the hysteresis process (O'Connell et al. 2012). For more details on the model the reader is referred to Iai et al. (1990a,b).

Iai et al. (1995) thoroughly studied the soil response at Kushiro Port during the Kushiro-Oki M7.8 1993 earthquake. The soil column is composed of dense sands where the first 30 m are suspected of having strong dilatancy effects. In this paper, we use the same velocity model assumed to be overlaying EC8 site class B material with a shear wave velocity of 500 m/s so that it is consistent with the accelerograms chosen above. Furthermore, we keep Iai et al. (1995) dilatancy parameters to simulate pore pressure changes in the soil column in the first 30 m depth. As an input motion we use the 70 acceleration time-series presented in Sect. 2. The boundary condition at the bottom of the soil column is assumed to be an elastic boundary condition (outcrop ground motion). The incident wavefield is divided by two before computing wave propagation in order to remove the free-surface effect.

4.2 Results

The results of all computations are presented in terms of maximum shear deformation as a function of depth and response spectra of the resulting ground motion at the surface. Figure 5(left) shows the geometric mean distribution of shear strain versus depth for each input set. Figure 5(right) shows the coefficient of variation (C_V) for each dataset. These results indicate that, like building response, soil response is sensitive to the chosen acceleration time-series in spite of having the same response spectrum. The mean shear strain from 0 to 10 m depth is highest using the *RAP_mSIMQKE* set, likely because of their long durations. The large values of C_V for natural time-series indicate that natural variability should be taken into account when selecting spectrum-compatible accelerograms. In addition, this dispersion increases in layers where pore pressure effects take place. If this variability is neglected, the computed soil response may underestimate quite considerably the soil deformation.

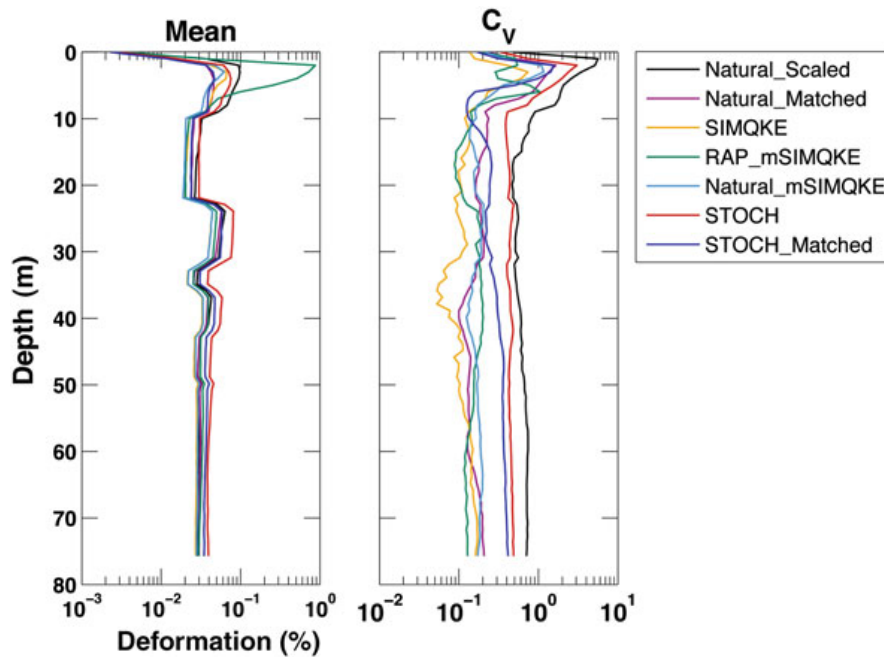


Fig. 5 Distribution of maximum shear deformation versus depth (*left*). Each line corresponds to the geometric mean strain of each dataset (Table 2). Coefficient of variation versus depth for each computed dataset (*right*)

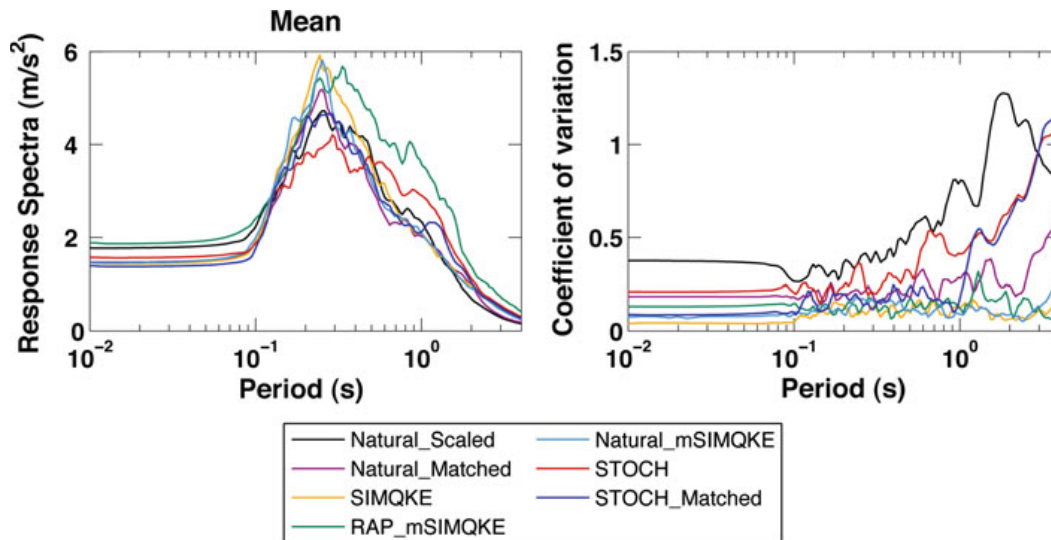


Fig. 6 Mean response spectra of computed ground motion at the surface (*left*) and the corresponding coefficient of variation (*right*)

Figure 6 shows the geometric mean response spectra (left) and the corresponding C_v (right) for the time histories obtained at the surface for each dataset. These results are informative and show the complexity of ground-motion prediction when nonlinear soil behaviour takes place. Indeed, there is a partial correlation between the values of C_v and the resulting ground motion at the surface. For example, the natural data (black curve), which show the largest variability (C_v) do not lead to the highest response spectrum. This can be explained by looking at Fig. 5 where the shear strain is largely mobilized by this dataset, thus strong nonlinearity occurs thereby reducing the computed ground motion at the surface. Conversely, the dataset having the smallest C_v (SIMQKE, yellow curve) has almost the largest response at the surface

together with dataset from *Natural_mSIMQKE* in light blue. A special case is the one obtained using the non-stationary stochastic accelerograms because these records produce the strains closer to the natural signals and the C_V in terms of response spectra is also close to that dataset (red curve).

Finally, in spite of all these differences in terms of source generation and wave propagation, the resulting mean response spectra are relatively close. Nevertheless, these results suggest that care should be taken in selecting compatible time histories for soil response that includes nonlinear effects. It may not be sufficient to make only a few computations. It is probably a good idea to use several input ground motions to quantify the dispersion of the resulting ground motion at the surface.

5 Conclusions

This study shows that the selection of accelerograms is a fundamental component in earthquake engineering. Using various techniques we have generated seven sets of accelerograms following Eurocode 8 (EC8) guidance (i.e. with the constraint that their response spectra match the EC8 design spectrum) for a B site class, and analyzed their impact on nonlinear structures and soil columns. In both cases the mean, and especially the variability of the nonlinear response depend greatly on the set of input accelerograms. It is thus crucial to select sets of accelerograms that represent the natural ground-motion variability. The small variability in the input set of accelerograms generated with the *SIMQKE* procedure and in the resulting structure response shows that a smaller number of accelerograms may be enough to determine the average structure behaviour but not necessarily the variability around this average.

Since the number of real accelerograms is sometimes limited for a given scenario, an alternative approach is to use non-stationary semi-empirical stochastic simulations (Laurendeau 2013). This technique allows the rapid generation of many sets of realistic accelerograms with chosen variability of ground-motion parameters. Our results show that if the variability of the ground-motion indicators (Arias intensity and relative significant duration) are properly chosen (i.e. calibrated with real data), the stochastic method provides nonlinear responses of structures and soil columns (in terms of median value and variability) similar to those for natural accelerograms. For instance, the results presented in this paper could be expanded to site classes A and D using stochastic simulations with ground-motion indicators calibrated using the PEER database, which includes a large number of records for class B sites but fewer records for these other site classes (site class C is well covered by natural accelerograms in the PEER database). Note, however, that such stochastic simulations are not suitable for generating three component accelerograms, which can be required for non-linear dynamic analyses. The approach that includes realistic phases in the original *SIMQKE* procedure (sets *RAP_mSIMQKE* and *Natural_mSIMQKE*) could represent an alternative method for this situation.

Acknowledgments This work was partially sponsored by the Ministry of Sustainable Development through the French Accelerometric Network working group “Seismic ground motion for engineering”. An earlier version was presented at the 15th World Conference on Earthquake Engineering (Lisbon, Portugal) in September 2012 (Laurendeau et al. 2012). We thank Pierre Gehl and Jaime Abad for computing the responses of the masonry structure and Pierino Lestuzzi for providing the Takeda code. We also thank Julien Rey for fruitful discussions. Finally, we thank two anonymous reviewers and Roberto Paolucci for their constructive comments on an earlier version of this article.

References

- Abrahamson N (1992) Non-stationary spectral matching. *Seismol Res Lett* 63(1):30
- Abrahamson NA, Silva WJ (1996) Empirical ground motion models. Report to Brookhaven National Laboratory
- Anderson J (2004) Quantitative measure of the goodness-of-fit of synthetic seismograms. In: *Proceedings of the 13th World conference on earthquake engineering*. Vancouver, Canada. Paper 243
- Atkinson G, Goda K (2010) Inelastic seismic demand of real versus simulated ground-motion records for Cascadia subduction earthquakes. *Bull Seismol Soc Am* 100(1):102–115
- Bommer JJ, Acevedo AB (2004) The use of real accelerograms as input to dynamic analyses. *J Earthq Eng* 8:43–91
- Buratti N, Stafford P, Bommer JJ (2011) Earthquake accelerogram selection and scaling procedures for estimating the distribution of drift response. *J Struct Eng (ASCE)* 137:345–357
- Douglas J (2006) Strong-motion records selection for structural testing. In: *Proceedings of first European conference on earthquake engineering and seismology (a joint event of the 13th ECEE & 30th General Assembly of the ESC)*. Paper number 5
- Douglas J, Aochi H (2008) A survey of techniques for predicting earthquake ground motions for engineering purposes. *Surv Geophys* 29(3):187–220. doi:[10.1007/s10712-008-9046-y](https://doi.org/10.1007/s10712-008-9046-y)
- Federal Emergency Management Agency (FEMA) (1999) HAZUS earthquake loss estimation methodology. Federal Emergency Management Agency, Washington, DC
- Gasparini DA, Vanmarcke EH (1976) SIMQKE: a program for artificial motion generation. Department of Civil Engineering, Massachusetts Institute of Technology, Cambridge, MA
- Gehl P, Seyed DM, Douglas J (2013) Vector-valued fragility functions for seismic risk evaluation. *Bull Earthq Eng* 11(2):365–384. doi:[10.1007/s10518-012-9402-7](https://doi.org/10.1007/s10518-012-9402-7)
- Giaralis A, Spanos PD (2009) Wavelet-based response spectrum compatible synthesis of accelerograms—Eurocode application (EC8). *Soil Dyn Earthq Eng* 29(1):219–235
- Hancock J, Watson-Lamprey J, Abrahamson N, Bommer J, Markatis A, McCoy E, Mendis R (2006) An improved method of matching response spectra of recorded earthquake ground motion using wavelets. *J Earthq Eng* 10(spec01):67–89
- Iai S, Matsunaga Y, Kameoka T (1990a) Strain space plasticity model for cyclic mobility. *Rep Port Harb Res Inst* 29:27–56
- Iai S, Matsunaga Y, Kameoka T (1990b) Parameter identification for cyclic mobility model. *Rep Port Harb Res Inst* 29:57–83
- Iai S, Morita T, Kameoka T, Matsunaga Y, Abiko K (1995) Response of a dense sand deposit during 1993 Kushiro-Oki earthquake. *Soils Found* 35:115–131
- Iervolino I, De Luca F, Cosenza E (2010a) Spectral shape-based assessment of SDOF nonlinear response to real, adjusted and artificial accelerograms. *Eng Struct* 32:2776–2792
- Iervolino I, Galasso C, Cosenza E (2010b) REXEL: computer aided record selection for code-based seismic structural analysis. *Bull Earthq Eng* 8:339–362
- Kayhan AH, Korkmaz KA, Irfanoglu A (2011) Selecting and scaling real ground motion records using harmony search algorithm. *Soil Dyn Struct Eng* 31(7):941–953
- Konder RL, Zelasko JS (1963). A hyperbolic stress-strain formulation for sands. In: *Proceedings of second pan American conference on soil mechanics and foundation engineering*, Brazil, pp 289–324
- Laurendeau A (2013) Définitions des mouvements sismiques au rocher. PhD thesis, Université de Grenoble
- Laurendeau A, Causse M, Guéguen P, Perrault M, Bonilla LF, Douglas J (2012) A set of Eurocode 8-compatible synthetic time-series as input to dynamic analysis. In: *Proceedings of the fifteenth world conference on earthquake engineering*. Lisbon, Portugal
- Lestuzzi P, Belmouden Y, Trueb M (2007) Non-linear seismic behavior of structures with limited hysteretic energy dissipation capacity. *Bull Earthq Eng* 5(1):549–569
- Motazedian D, Atkinson GM (2005) Stochastic finite-fault modeling based on a dynamic corner frequency. *Bull Seismol Soc Am* 95:995–1010
- O’Connell D., Ake JP, Bonilla LF, Liu P, LaForge R, Ostenaar D (2012) Strong ground motion estimation. In: *Earthquake research and analysis—new frontiers in seismology*, ISBN 978-953-307-840-3
- Özer B, Akkar S (2012) A procedure on ground motion selection and scaling for nonlinear response of simple structural systems. *Earthq Eng Struct Dyn* 41(12):1693–1707. doi:[10.1002/eqe.1198](https://doi.org/10.1002/eqe.1198)
- Pequegnat C, Gueguen P, Hatzfeld D, Langlais M (2008) The French accelerometric network (RAP) and National Data Centre (RAP-NDC). *Seismol Res Lett* 79(1):79–89
- Perrault M, Guéguen P, Aldea A, Demetriu S (2013) Reducing the uncertainties of the fragility curves using experimental testing in existing buildings: the case of the BRD tower of Bucharest (Romania). *Earthq Eng Eng Vib* 12(4)

- Pousse G, Berge-Thierry C, Bonilla F, Bard PY (2005) Eurocode 8 design response spectra evaluation using the K-Net Japanese database. *J Earthq Eng* 9:547–574
- Pousse G, Bonilla LF, Cotton F, Margerin L (2006) Nonstationary stochastic simulation of strong ground motion time histories including natural variability: application to the K-net Japanese database. *Bull Seismol Soc Am* 96:2103–2117
- Rezaeian S, Der Kiureghian A (2010) Simulation of synthetic ground motions for specified earthquake and site characteristics. *Earthq Eng Struct Dyn* 39:1155–1180
- Rota M, Zuccolo E, Taverna I, Corigliano M, Lai CG, Penna A (2012) Mesozonation of the Italian territory for the definition of real spectrum-compatible accelerograms. *Bull Earthq Eng* 10(5):1357–1375. doi:[10.1007/s10518-012-9369-4](https://doi.org/10.1007/s10518-012-9369-4)
- Sabetta F, Pugliese A (1996) Estimation of response spectra and simulation of nonstationary earthquake ground motions. *Bull Seismol Soc Am* 86:337–352
- Schwab P, Lestuzzi P (2007) Assessment of the seismic non-linear behavior of ductile wall structures due to synthetic earthquakes. *Bull Earthq Eng* 5:67–84
- Sextos AG, Katsanos EI, Manolis GD (2011) EC8-based earthquake record selection procedure evaluation: validation study on observed damage of an irregular R/C building. *Soil Dyn Struct Eng* 31:583–597
- Silva W, Lee K (1987) WES RASCAL code for synthesizing earthquake ground motions: state-of-the-art for assessing earthquake Hazards in the United States, Report 24. US Army Engineers Waterways Experiment Station, Misc. Paper S-73-1
- Takeda T, Sozen MA, Nielsen NM (1970) Reinforced concrete response to simulated earthquakes. *J Struct Div* 96(ST12):2557–2573; Proceedings of the American Society of Civil Engineers (ASCE)
- Towhata I, Ishihara K (1985) Modeling soil behavior under principal axes rotation. Paper presented at the fifth international conference on numerical methods in geomechanics. Nagoya, Japan, pp 523–530
- Watson-Lamprey J, Abrahamson N (2006) Selection of ground-motion time series and limits on scaling. *Soil Dyn Struct Eng* 26:477–482

5.3 Sélection de 10 accélérogrammes synthétiques à partir de différents critères et comparaison de leurs caractéristiques

Nous avons vu au chapitre précédent que les distributions des indicateurs clés du mouvement sismique (spectre de réponse en accélération, intensité d'Arias et durée significative relative) étaient plutôt bien reproduites par un jeu de 2500 synthétiques. Dans la pratique, les scientifiques du génie parasismique utilisent un nombre plus réduit de traces temporelles synthétiques et ces accélérogrammes sont sélectionnés à partir de critères qui vont varier en fonction de l'application nécessitant ces traces temporelles. Ces sous-sélections ne permettent pas forcément de conserver les propriétés des distributions des différents indicateurs du mouvement sismique. 10 accélérogrammes synthétiques vont être sélectionnés à partir de différents types de critères et nous comparerons les propriétés de cette sous-sélection avec les distributions des indicateurs du mouvement sismique prédites aux chapitres 3 et 4.

5.3.1 Introduction de quelques critères de sélection

Les catégories de critères visées sont les suivantes :

1. Génération directement de 10 accélérogrammes avec le programme
 - (a) sans restriction sur la distribution
 - (b) en tronquant les différentes distributions à un $\epsilon\sigma$ faible
2. Sélection de 10 accélérogrammes au sein d'une base de 2500 synthétiques
 - (a) s'ajustant au mieux à un spectre de réponse en accélération médian
 - (b) reproduisant la distribution du spectre de réponse en accélération
 - (c) proches du spectre de réponse en accélération médian mais compatibles avec les distributions des autres indicateurs
 - (d) reproduisant les distributions des différents indicateurs
3. Sélection d'un accélérogramme avec des caractéristiques proches d'un enregistrement réel au sein d'une base de 2500 synthétiques

Pour s'ajuster au mieux à un paramètre cible, les outils suivants peuvent être utilisés (exemple ici dans le cas du spectre de réponse en accélération) :

→ *Minimisation de l'écart à la moyenne quadratique :*

$$MSE = \frac{\sum_{i=1}^{N_T} \{\ln[SA_{\text{cible}}(T_i)] - \ln[SA_{\text{synth}}(T_i)]\}^2}{N_T} \quad (5.1)$$

Cet outil est par exemple utilisé dans le programme de sélection d'accélérogrammes réels dont le spectre de réponse est proche d'un spectre de réponse cible au sein de la base de données du projet nouvelle génération de modèles d'atténuation du mouvement sismique (*Next Generation*

of *Ground-Motion Attenuation Models* [NGA]) proposé par PEER (http://peer.berkeley.edu/peer_ground_motion_database/spectras/new).

→ *Maximisation des critères d'Anderson (2004) :*

$$CA = \frac{\sum_{i=1}^{N_T} \left\{ 10 \exp \left(- \left[\frac{SA_{\text{cible}}(T_i) - SA_{\text{synth}}(T_i)}{\min(SA_{\text{cible}}(T_i), SA_{\text{synth}}(T_i))} \right]^2 \right) \right\}}{N_T} \quad (5.2)$$

Les critères d'Anderson (2004) ont été définis de manière à qualifier l'accord d'une trace temporelle synthétique avec une trace temporelle réelle en chaque pas de temps et de fréquence. La prise en compte de tous les critères est très restrictive et ces critères ne sont pas tous applicables à des méthodes de simulations telle que la méthode stochastique que nous développons. En effet, notre méthode permet de reproduire des traces temporelles avec les caractéristiques des distributions observées à l'échelle régionale et non de reproduire exactement une observation. Toutefois, il est possible de choisir des traces temporelles synthétiques avec un bon accord des principaux indicateurs que sont le spectre de réponse en accélération, l'intensité d'Arias et la durée par exemple, avec ceux de données réelles. L'avantage du critère d'Anderson (2004) par rapport à l'écart à la moyenne quadratique est que le score obtenu est normalisé et compris entre 0 et 10, avec un parfait accord pour un score de 10.

Pour reproduire la distribution d'un paramètre cible, les outils suivant peuvent être utilisés :

→ *Méthode simple de l'équipartition de l'intervalle de probabilité de la distribution cumulée du paramètre cible :*

L'intervalle de probabilité, entre 0 et 1, est découpé en intervalles réguliers en fonction du nombre d'accélérogrammes souhaités. Pour chacun de ces intervalles, la valeur de probabilité moyenne est associée à une valeur de ϵ , comme dans l'exemple présenté à la figure 5.5.

→ *Méthode plus complexe du polynôme d'Hermite :*

Le polynôme d'Hermite d'ordre n peut être défini ainsi :

$$H_n(x) = (-1)^n e^{x^2/2} \frac{d^n}{dx^n} e^{-x^2/2} \quad (5.3)$$

La figure 5.5 présente le découpage de la distribution pour des polynômes de degré 3 et 5. Pour une sélection de 10 accélérogrammes, l'équation dans le cas d'un polynôme d'ordre 10 est résolue :

$$H_{10}(x) = x^{10} - 45x^8 + 630x^6 - 3150x^4 + 4725x^2 - 945 \quad (5.4)$$

Buratti *et al.* (2010) utilisent ces deux dernières approches pour représenter la distribution continue logarithmique du spectre de réponse en accélération par une approche discrète. Dans leur étude, ils sélectionnent un spectre de réponse naturel qui minimise l'écart à la moyenne quadratique par rapport à un spectre cible et multiplient ensuite ce spectre par un facteur ϵ défini en fonction du nombre d'accélérogrammes souhaités et de la méthode employée afin

d'en représenter la distribution. Avec deux accélérogrammes réels, dont les spectres de réponse en accélération sont normalisés à trois niveaux cibles définis avec la méthode du polynôme d'Hermite, ils reproduisent la distribution attendue de la réponse de la déformation inter-étage.

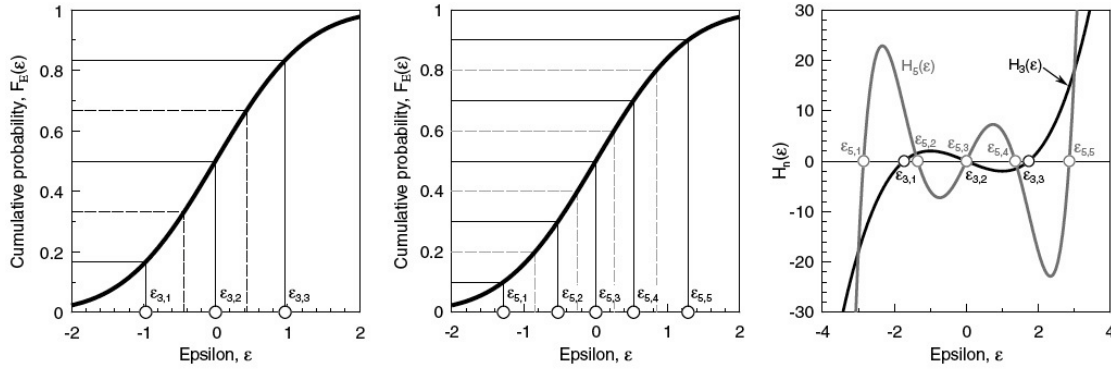


Figure 5.5 : Illustration du critère d'équipartition de la distribution cumulée dans le cas où 3 (à gauche) et 5 (au milieu) valeurs sont choisies et illustration du découpage de la distribution avec l'utilisation du polynôme d'Hermite pour des polynômes de degrés 3 et 5 (à droite). D'après [Buratti et al. \(2010\)](#).

→ Minimisation du critère du LLH décrit par [Scherbaum et al. \(2009\)](#)

La technique du logarithme de la vraisemblance (LLH) proposée par [Scherbaum et al. \(2009\)](#) permet d'évaluer la ressemblance entre un jeu de données et une distribution cible :

$$LLH = -\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \log_2(g(x_i)) \quad (5.5)$$

où N correspond au nombre d'observations x_i , et g représente la fonction de densité de probabilité (PDF) avec les caractéristiques de la distribution cible (μ et σ). [Beauval et al. \(2012\)](#) (annexe B) testent la méthode à partir de données synthétiques et déterminent qu'il faut au moins 40 observations pour que la valeur du LLH soit stable.

5.3.2 Sélection de 10 accélérogrammes synthétiques

Toutes les sélections opérées sont résumées dans la table 5.1. Les commentaires suivants peuvent être faits concernant les différentes sélections opérées (les numéros de méthodes correspondent à ceux donnés dans la table 5.1) :

1. Pour obtenir un set de 10 accélérogrammes représentant les distributions des indicateurs, il est recommandé de générer un grand nombre de traces temporelles et de sélectionner les 10 accélérogrammes avec les critères souhaités. En effet, comme on peut le voir à la figure 5.6, les dix premiers accélérogrammes générés (méthode 1) ne permettent pas forcément de bien représenter la distribution des paramètres clés.
2. Le résultat de la sélection de 10 accélérogrammes dans la base d'accélérogrammes synthétiques est quasiment identique si on utilise le critère de la moyenne quadratique (méthode 3) et celui d'[Anderson \(2004\)](#) (méthode 5). Toutefois, les 10 accélérogrammes sélectionnés

Table 5.1 : Récapitulatif des différentes sélections/comparaisons réalisées sur la base de données synthétiques.

	Méthodes	Spécification	Cible	N° de figure
1	Génération de 10 accélérogrammes		distributions de tous les indicateurs	5.6
2	Génération de 10 accélérogrammes	faible epsilon	médianes de tous les indicateurs	5.7
3	Minimisation de l'écart à la moyenne quadratique		médiane de $SA(f)$	5.8
4	Minimisation de l'écart à la moyenne quadratique	normalisation des 2500 synthétiques à $SA(0.01s)$	médiane de $SA(f)$	5.9
5	Maximisation des critères d'Anderson (2004)		médiane de $SA(f)$	5.10
6	Maximisation des critères d'Anderson (2004)	normalisation des 2500 synthétiques à $SA(0.01s)$ et sélection Max de $SA(f)$ médian + Max de la médiane et de l'écart-type de IA et D_{SR} (Somme max 50)	médiane de $SA(f)$ et distributions de IA , D_{SR}	5.11
7	Maximisation des critères d'Anderson (2004)	normalisation des 2500 synthétiques à $SA(0.01s)$ et sélection 4*Max de $SA(f)$ médian + 2*Max de la médiane et 1*max de l'écart-type de IA et D_{SR} (Somme max 100)	médiane de $SA(f)$ et distributions de IA , D_{SR}	5.12
8	Maximisation des critères d'Anderson (2004)	normalisation des 2500 synthétiques à $SA(0.01s)$ et sélection Max de la médiane et de l'écart-type de IA et D_{SR} (Somme max 40)	distributions de IA , D_{SR}	5.13
9	Equi-probabilité et minimisation de l'écart à la moyenne quadratique		distribution de $SA(f)$	5.14
10	Equi-probabilité et minimisation de l'écart à la moyenne quadratique	normalisation des 2500 synthétiques à $SA(0.01s)$	distribution de $SA(f)$	5.15
11	Polynôme d'Hermite et minimisation de l'écart à la moyenne quadratique	normalisation des 2500 synthétiques à $SA(0.01s)$	distribution de $SA(f)$	5.16
12	Critère du LLH	minimisation de la somme des LLH des différents indicateurs visés en sélectionnant 10 accélérogrammes au hasard	distribution du PGA , IA et D_{SR}	5.17

ne sont pas classés dans le même ordre. Le choix d'un nombre différent d'accélérogrammes à sélectionner peut entraîner davantage de différences entre le résultat des deux méthodes.

3. La normalisation des spectres de réponse de la base des accélérogrammes synthétiques à une même valeur de $SA(0.01s)$ prédite (exemple de la méthode 4) permet de sélectionner 10 accélérogrammes avec une variabilité sur la durée plus forte que dans le cas où on fait la sélection sans normalisation (exemple de la méthode 3). Le couplage avec des critères de sélection sur les distributions en terme de médianes et d'écarts-types (exemples des méthodes 6, 7 et 8) permet d'inclure davantage de variabilité, mais toujours limitée pour les amplitudes.
4. Les méthodes de sélection permettant de reproduire la distribution du spectre de réponse à partir d'un accélérogramme synthétique s'ajustant au mieux au spectre de réponse médian (méthodes 10 et 11) reproduisent bien la distribution de $SA(f)$ mais ne prennent en compte aucune variabilité des formes d'ondes autres que l'amplitude et aucune variabilité de la durée.
5. Pour une sélection de 10 accélérogrammes, le critère du LLH (méthode 12) ne permet pas de reproduire la distribution des indicateurs clés mais une sélection d'accélérogrammes avec des caractéristiques assez proches de la médiane. Pour reproduire une distribution avec ce critère un nombre plus important de données est nécessaire. Les résultats obtenus avec ce critère sont relativement similaires aux résultats obtenus en générant directement 10 accélérogrammes avec un faible ϵ .

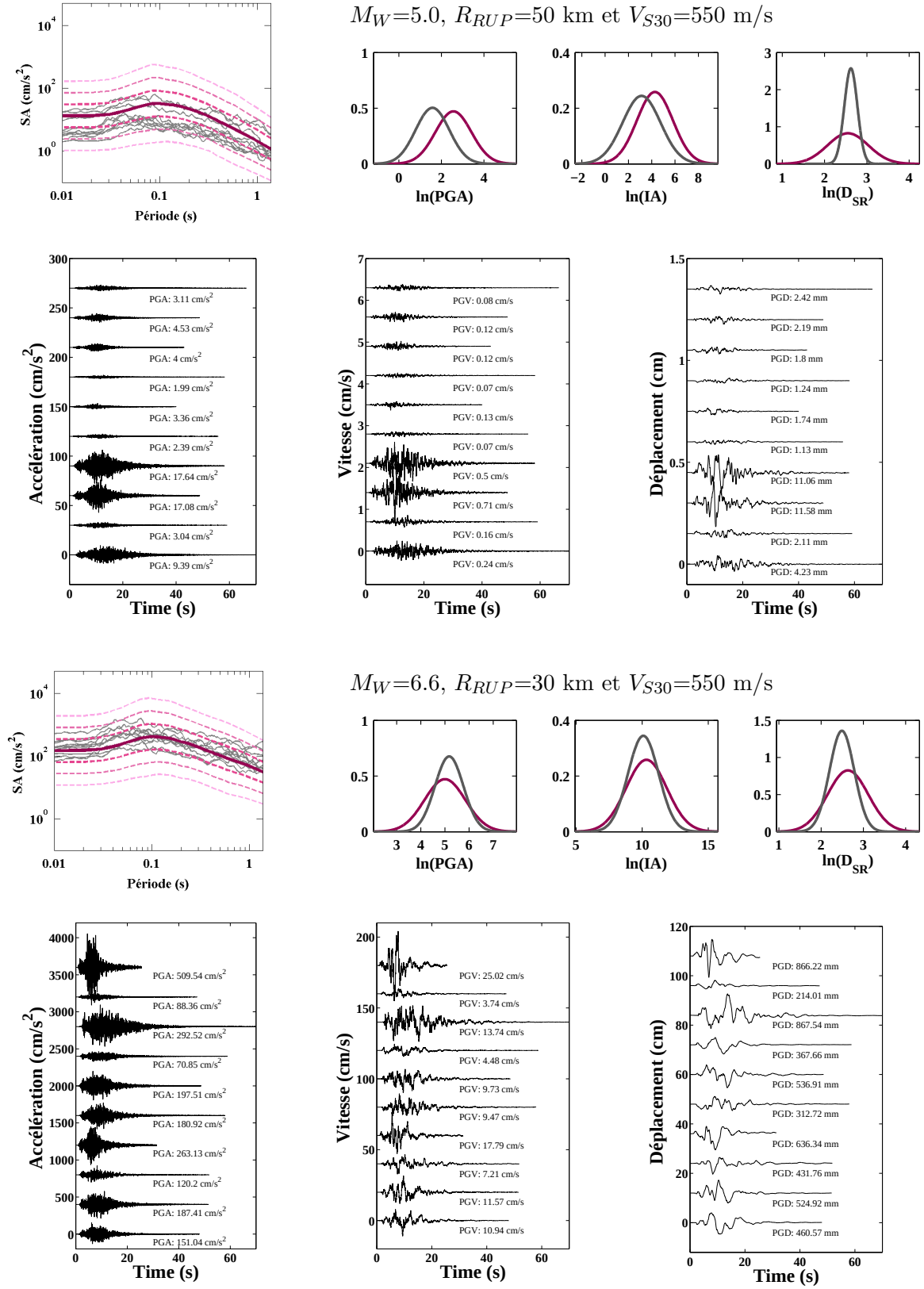


Figure 5.6 : Méthode 1 : génération de 10 accélérogrammes. Les courbes en rose correspondent aux prédictions des différents indicateurs du mouvement sismique et les courbes en grises correspondent aux distributions des indicateurs mesurés à partir des 10 synthétiques.

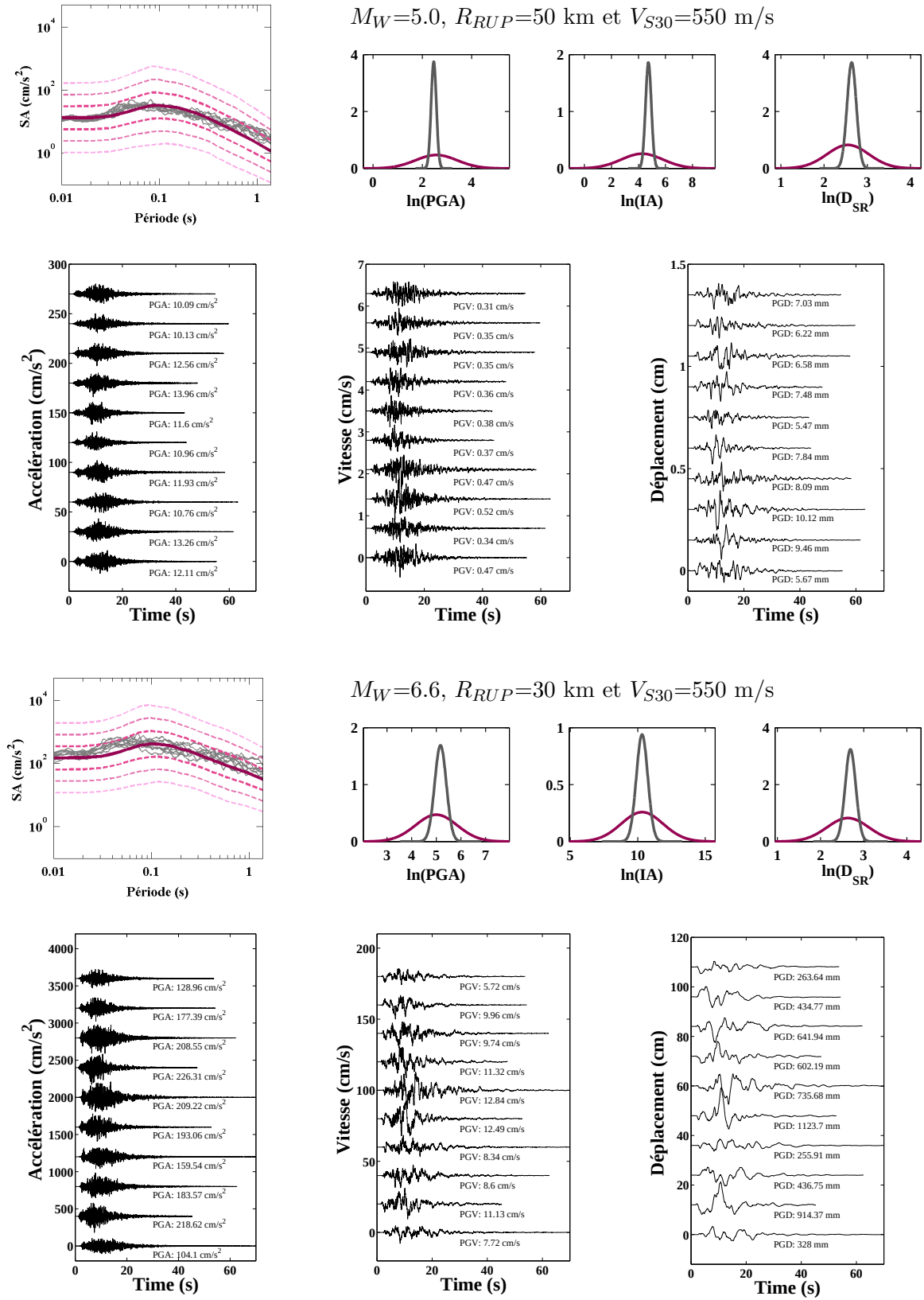


Figure 5.7 : Méthode 2 : génération de 10 accélérographes en explorant les distributions des différentes variables tronquées à un petit ϵ ($\epsilon = 0.5$).

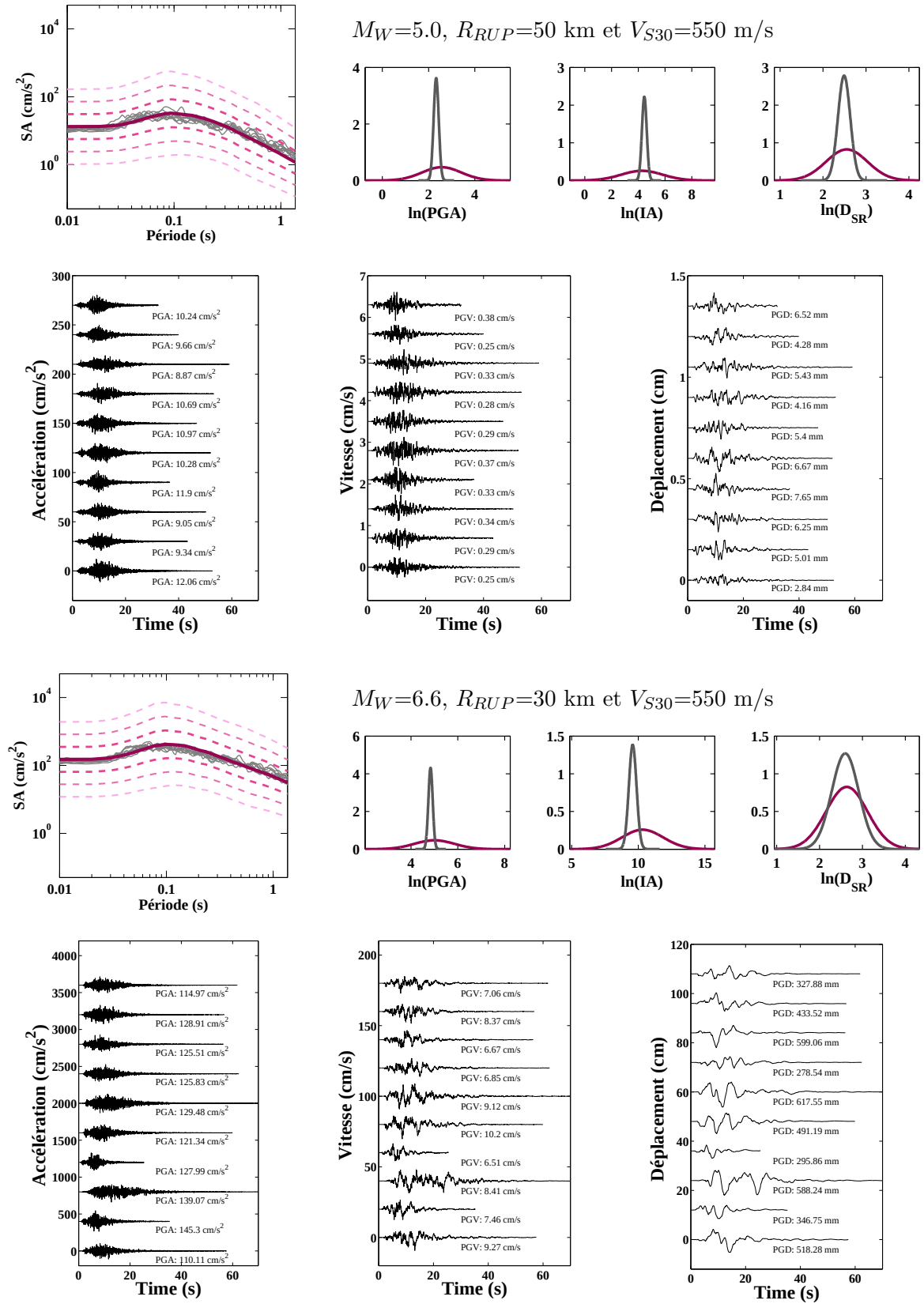


Figure 5.8 : Méthode 3 : sélection de 10 accélérogrammes dans une base de 2500 synthétiques dont les spectres de réponse ont la moyenne quadratique s'ajustant au mieux au spectre médian prédit.

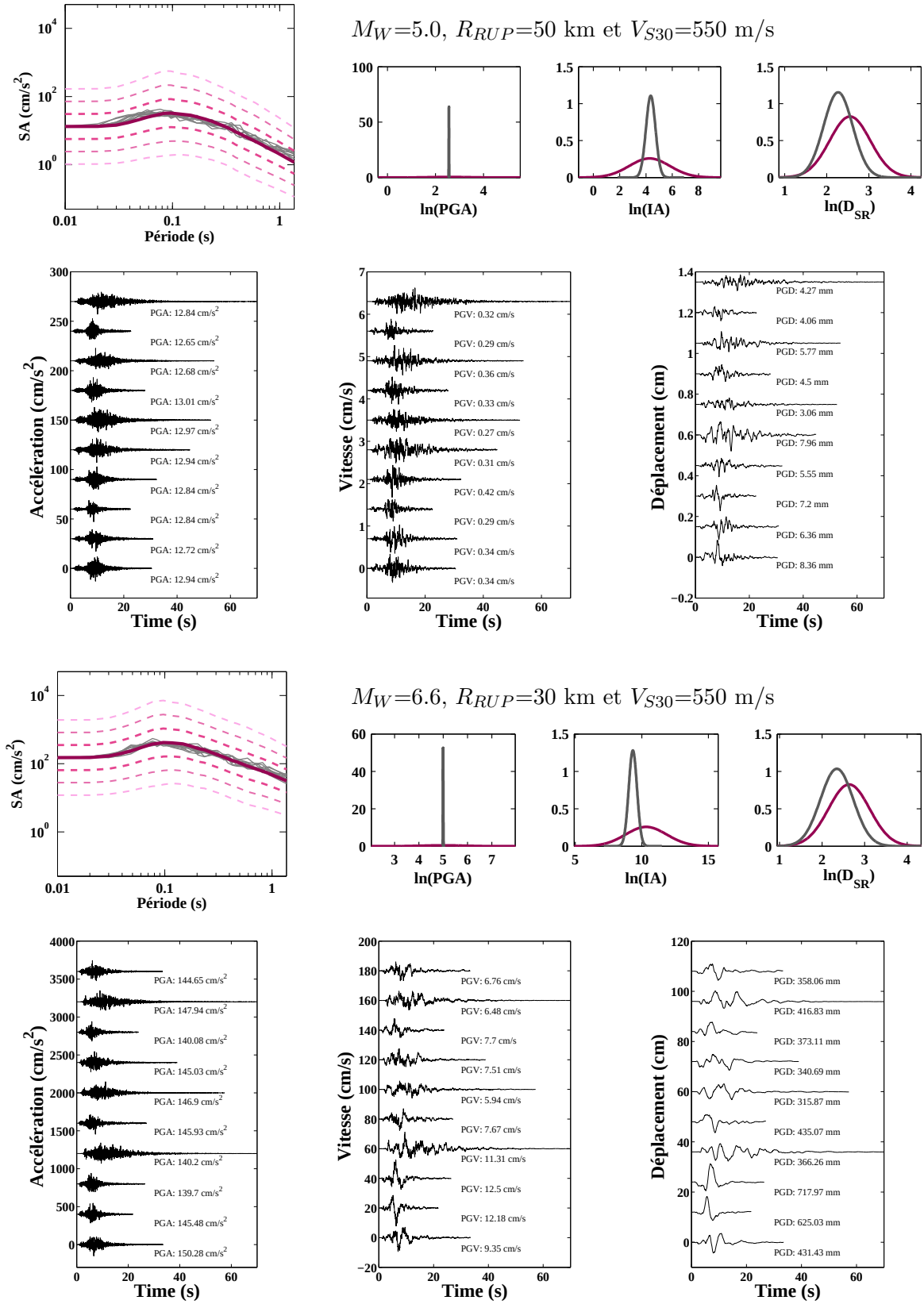


Figure 5.9 : Méthode 4 : sélection de 10 accélérogrammes dans une base de 2500 synthétiques dont les spectres de réponse normalisés à $SA(0.01s)$ prédict ont la moyenne quadratique s'ajustant le mieux au spectre médian prédict.

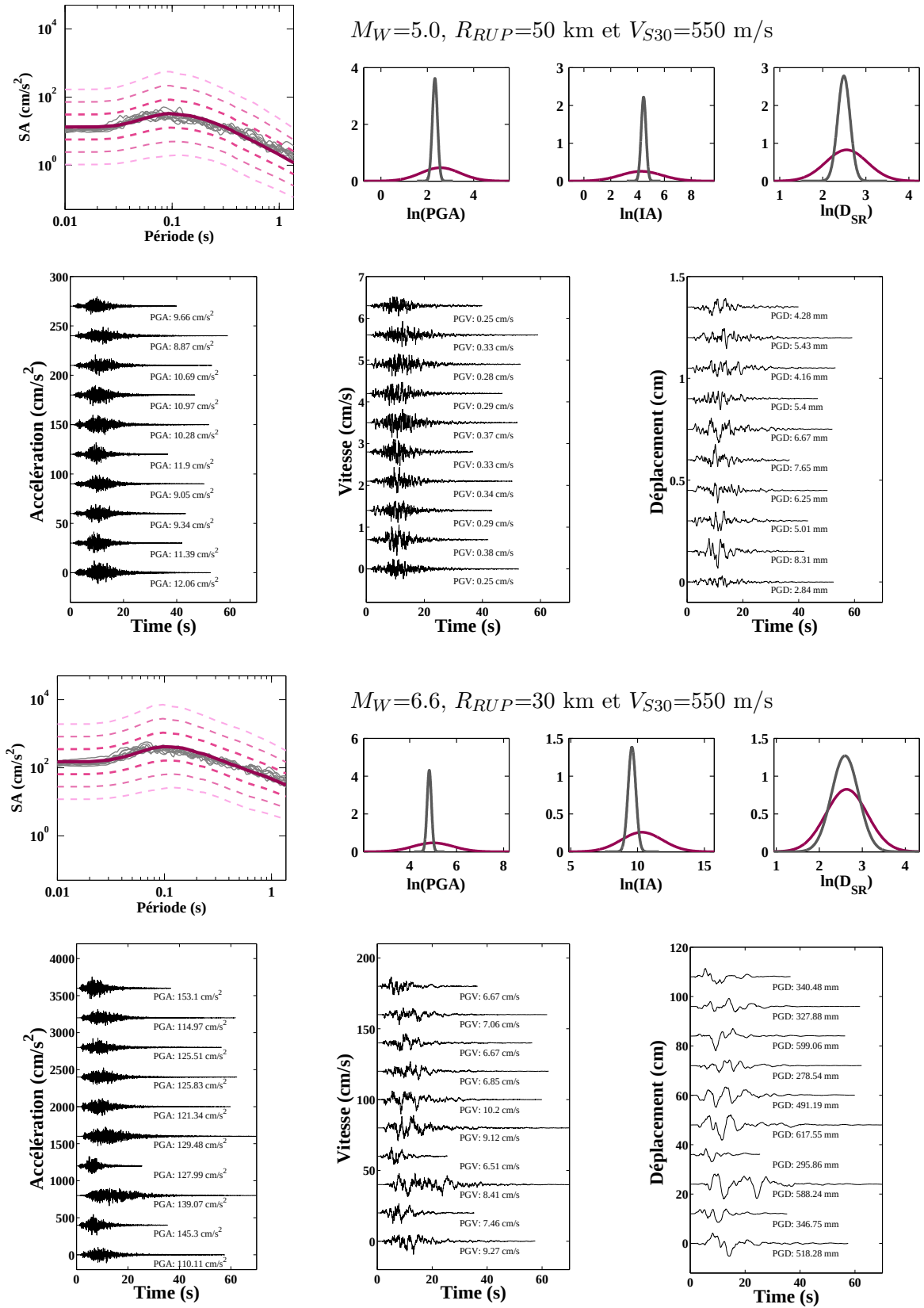


Figure 5.10 : Méthode 5 : sélection de 10 accélérogrammes dans une base de 2500 synthétiques dont les spectres de réponse en accélération obtiennent le meilleur score suivant le critère d'Anderson.

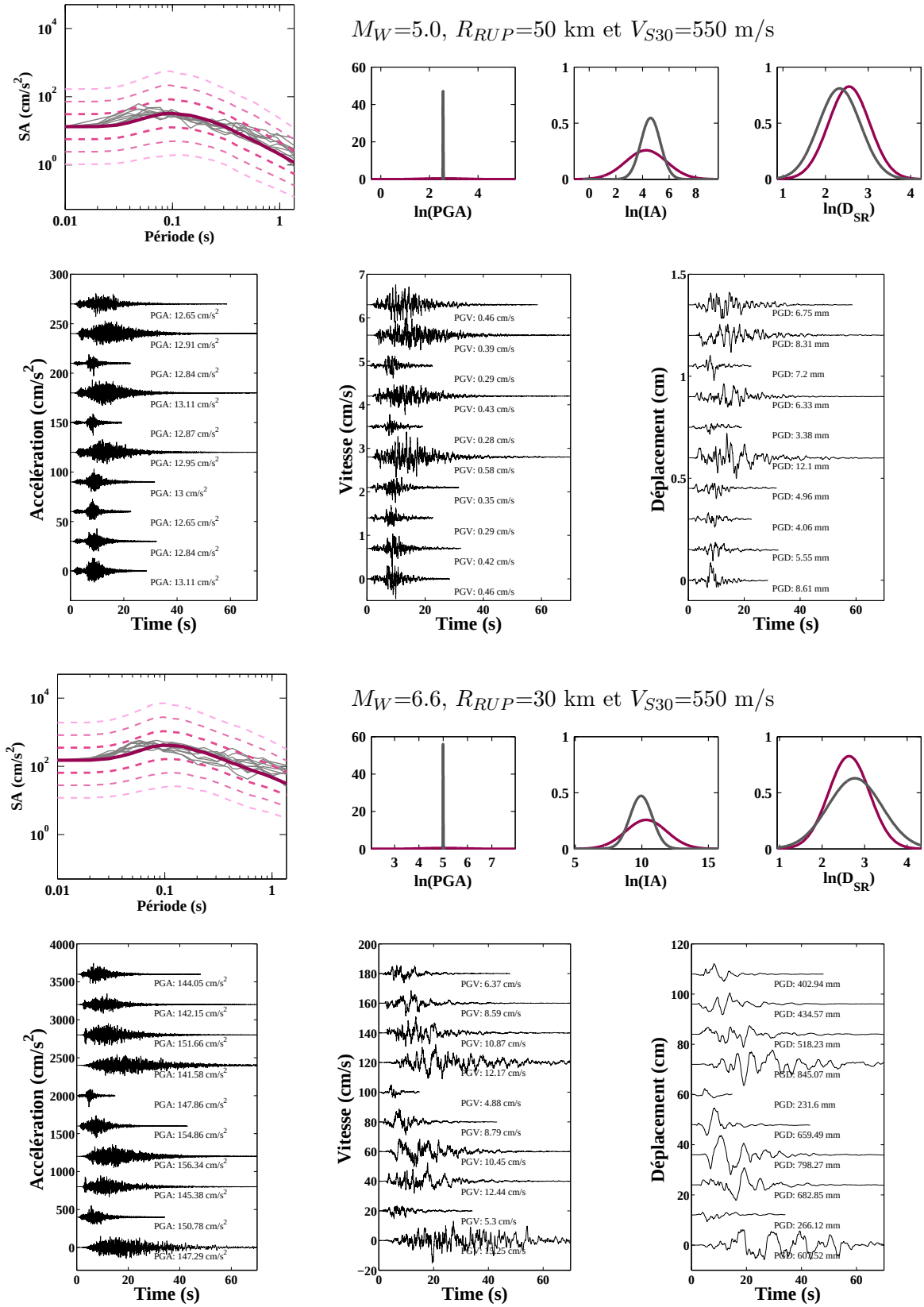


Figure 5.11 : Méthode 6 : sélection de 10 accélérographes dans une base de 2500 synthétiques dont les spectres de réponse en accélération normalisés à $SA(0.01s)$ prédit obtiennent le meilleur score suivant le critère d'Anderson. Dans ce cas, la somme maximisée correspond à la somme du score obtenu pour les 10 spectres de réponse normalisés par le nombre d'accélérographes à laquelle s'ajoute le score obtenu pour les médianes et les écarts-types pour l'intensité d'Arias et la durée significative relative. Le score maximal possible est de 50.

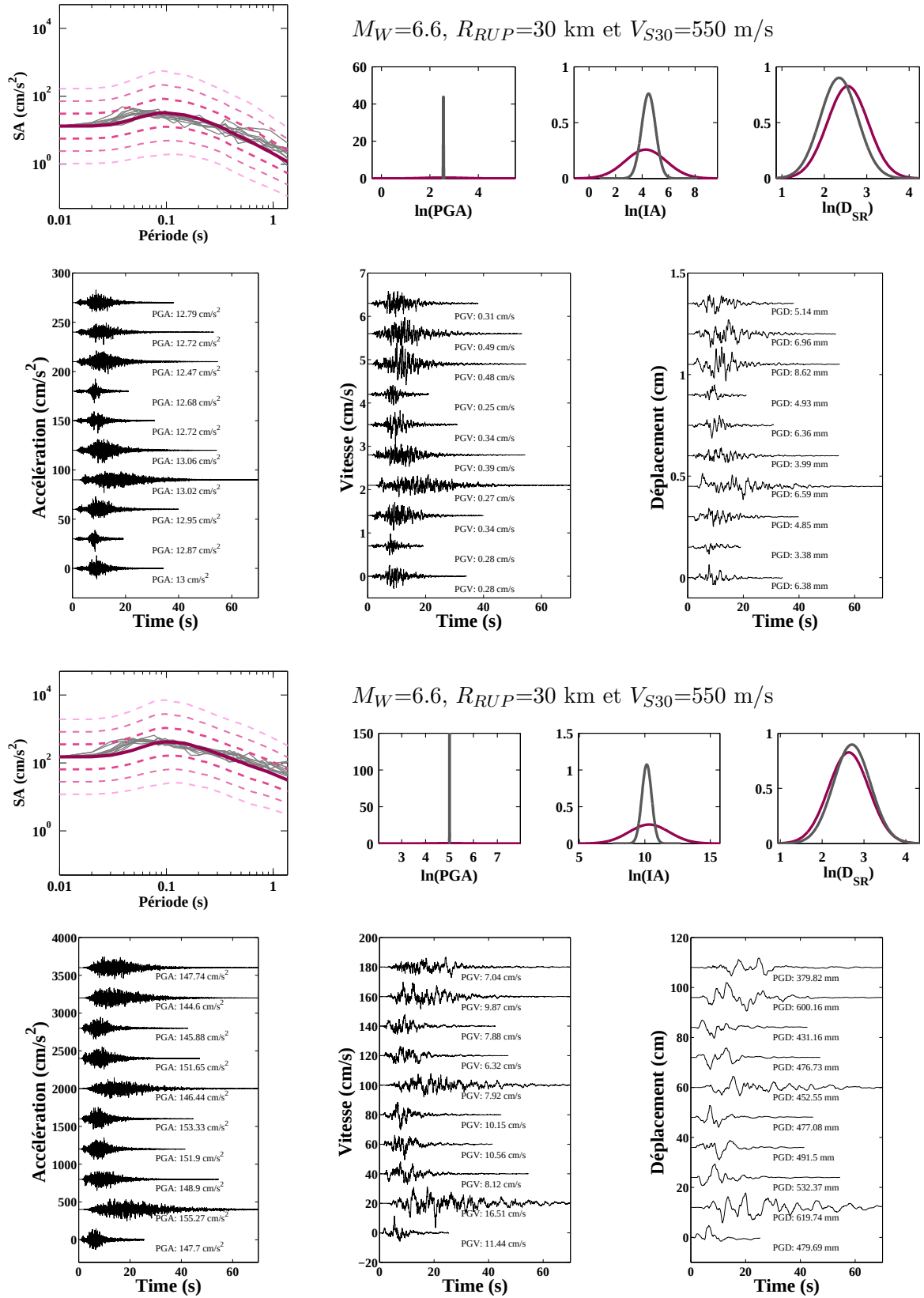


Figure 5.12 : Méthode 7 : sélection de 10 accélérogrammes dans une base de 2500 synthétiques dont les spectres de réponse en accélération normalisés à $SA(0.01s)$ prédit obtiennent le meilleur score suivant le critère d'Anderson. Méthode similaire à la figure 5.11 en attribuant des poids (un poids de 4 pour $SA(f)$, un poids de 2 pour les médianes et 1 pour les écarts-types). Le score maximal possible est de 100.

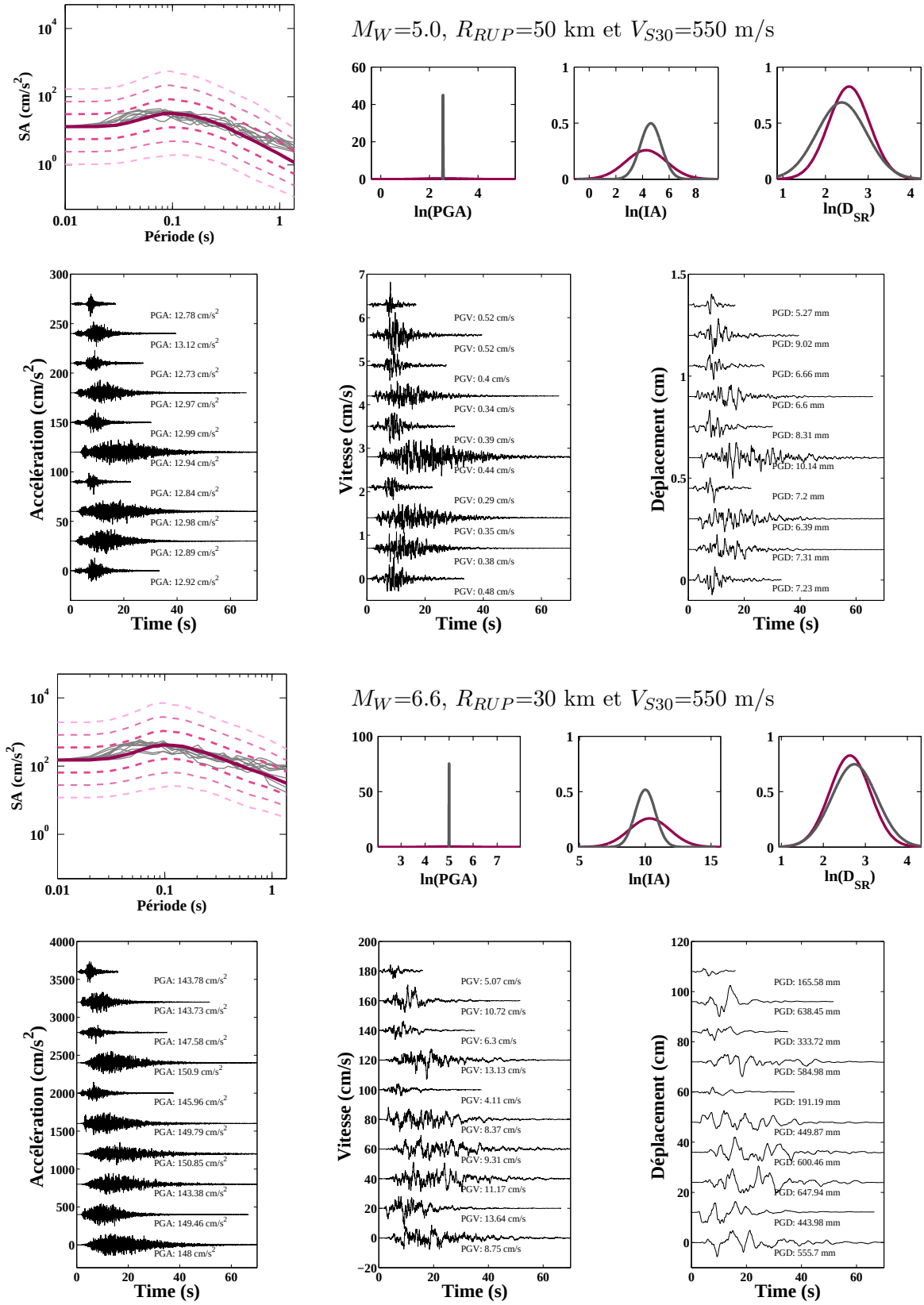


Figure 5.13 : Méthode 8 : sélection de 10 accélérographes dans une base de 2500 synthétiques dont les spectres de réponse en accélération normalisés à $SA(0.01s)$ prédit obtiennent le meilleur score suivant le critère d'Anderson. Méthode similaire à la figure 5.11 sans prendre en compte le spectre de réponse. Le score maximal possible est de 40.

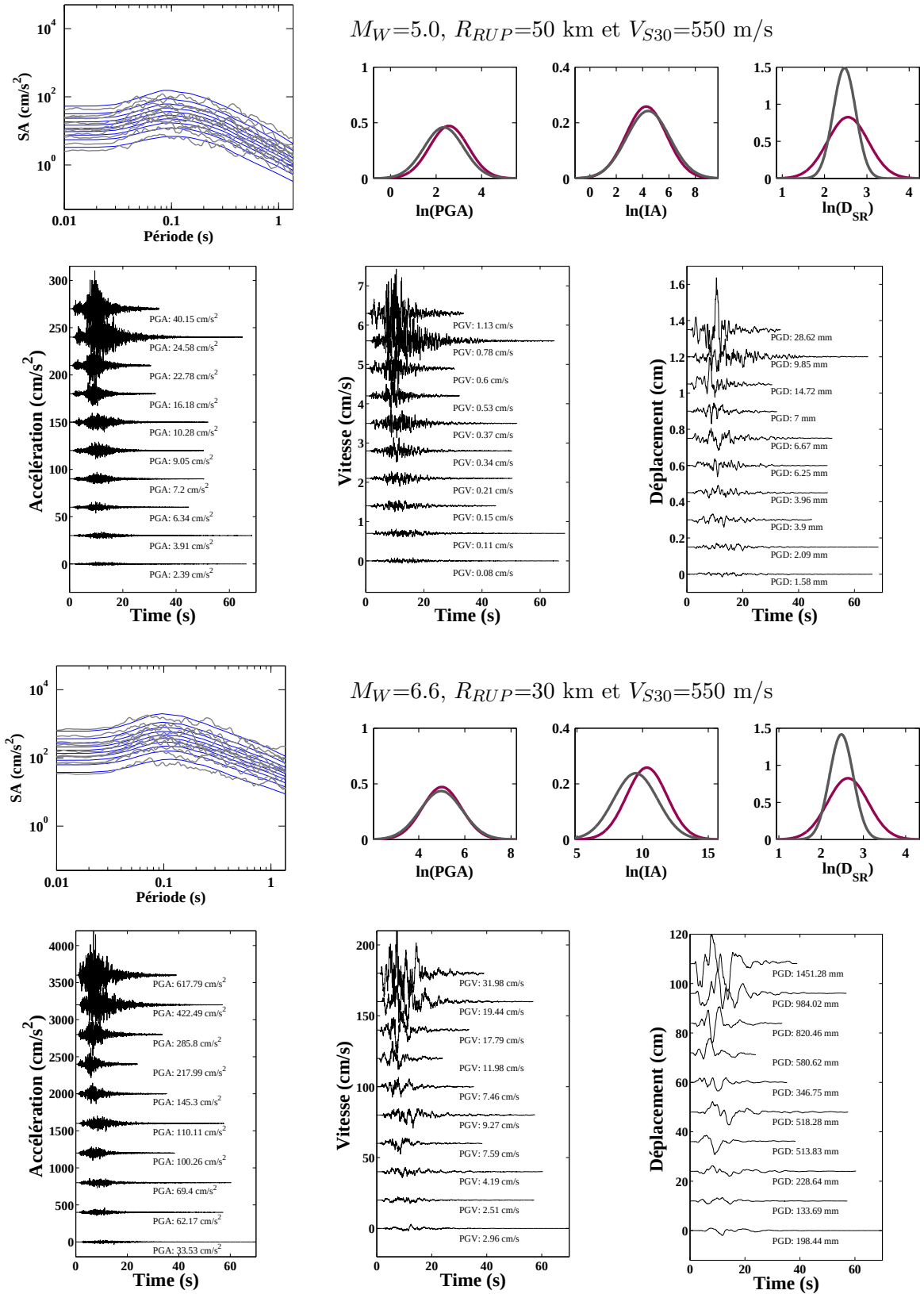


Figure 5.14 : Méthode 9 : sélection de 10 accélérogrammes dans une base de 2500 synthétiques dont les spectres de réponse ont la moyenne quadratique s'ajustant au mieux à 10 spectres de réponse prédits représentant la distribution à partir d'une équipartition de la distribution cumulée.

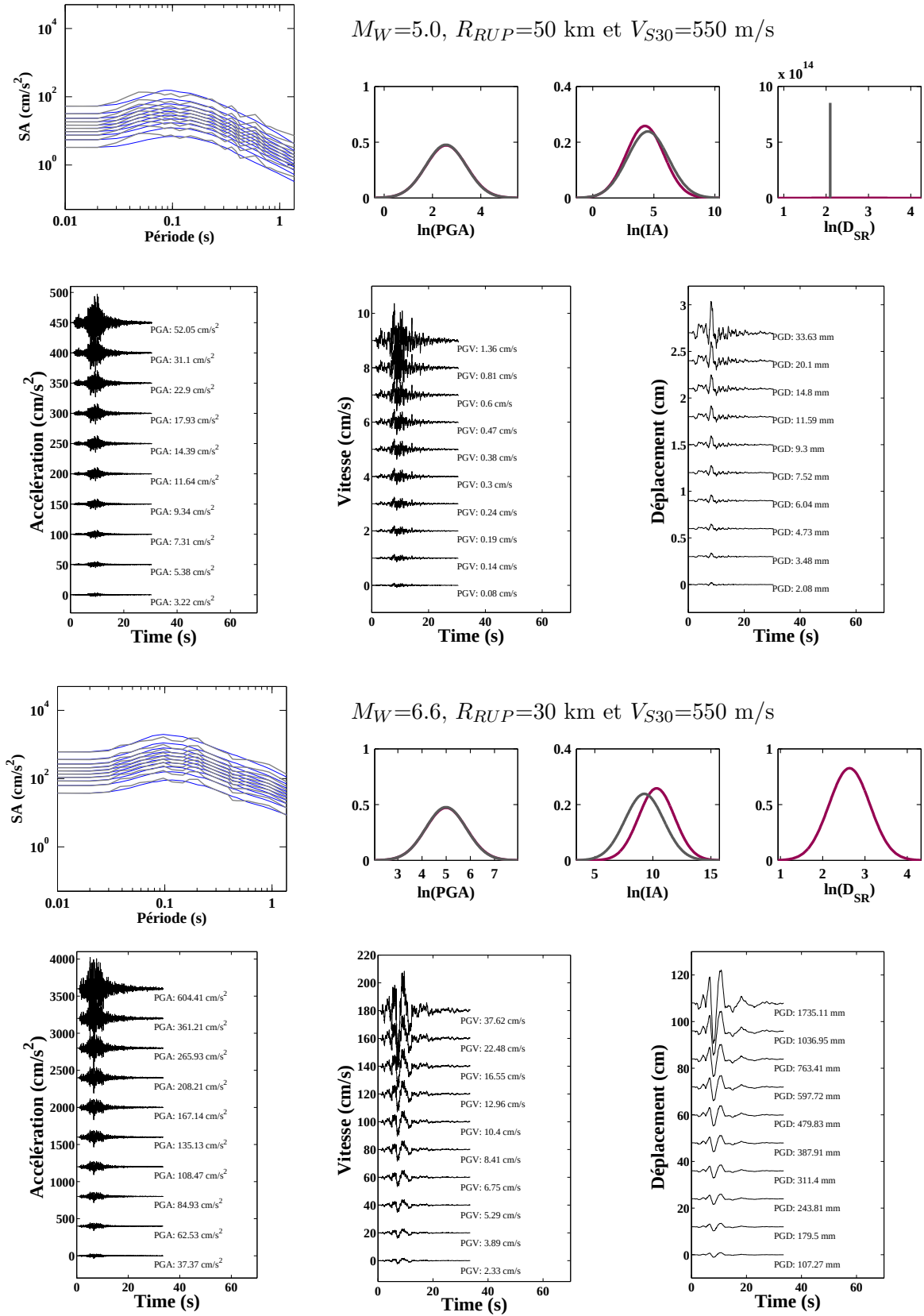


Figure 5.15 : Méthode 10 : sélection de 10 accélérographes dans une base de 2500 synthétiques dont les spectres de réponse normalisés à $SA(0.01s)$ prédit ont la moyenne quadratique s'ajustant au mieux à 10 spectres de réponse prédits représentant la distribution à partir d'une équipartition de la distribution cumulée.

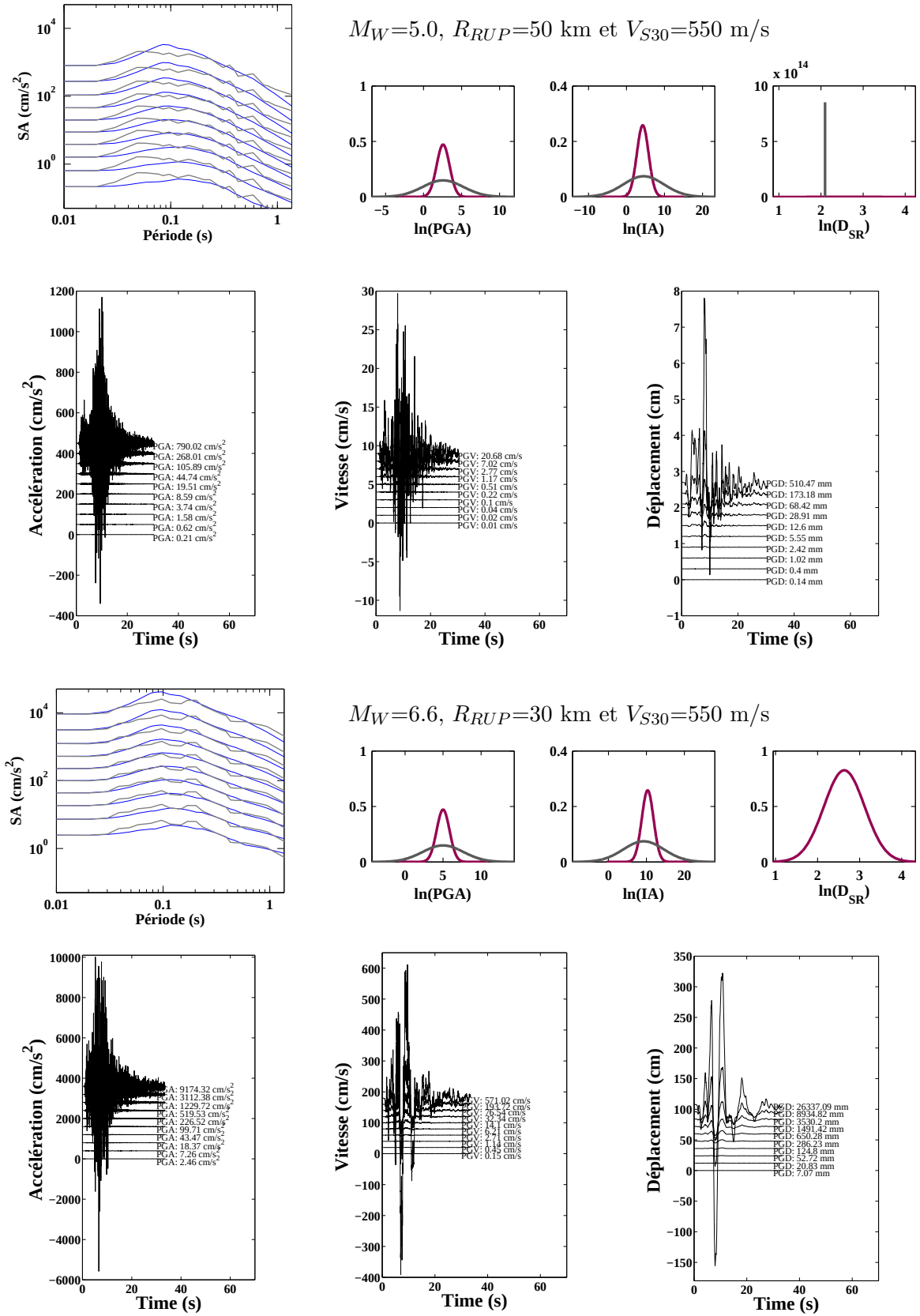


Figure 5.16 : Méthode 11 : sélection de 10 accélérogrammes dans une base de 2500 synthétiques dont les spectres de réponse normalisés à $SA(0.01s)$ prédit ont la moyenne quadratique s'ajustant au mieux à 10 spectres de réponse prédits représentant la distribution définie à partir du polynôme d'Hermite d'ordre 10.

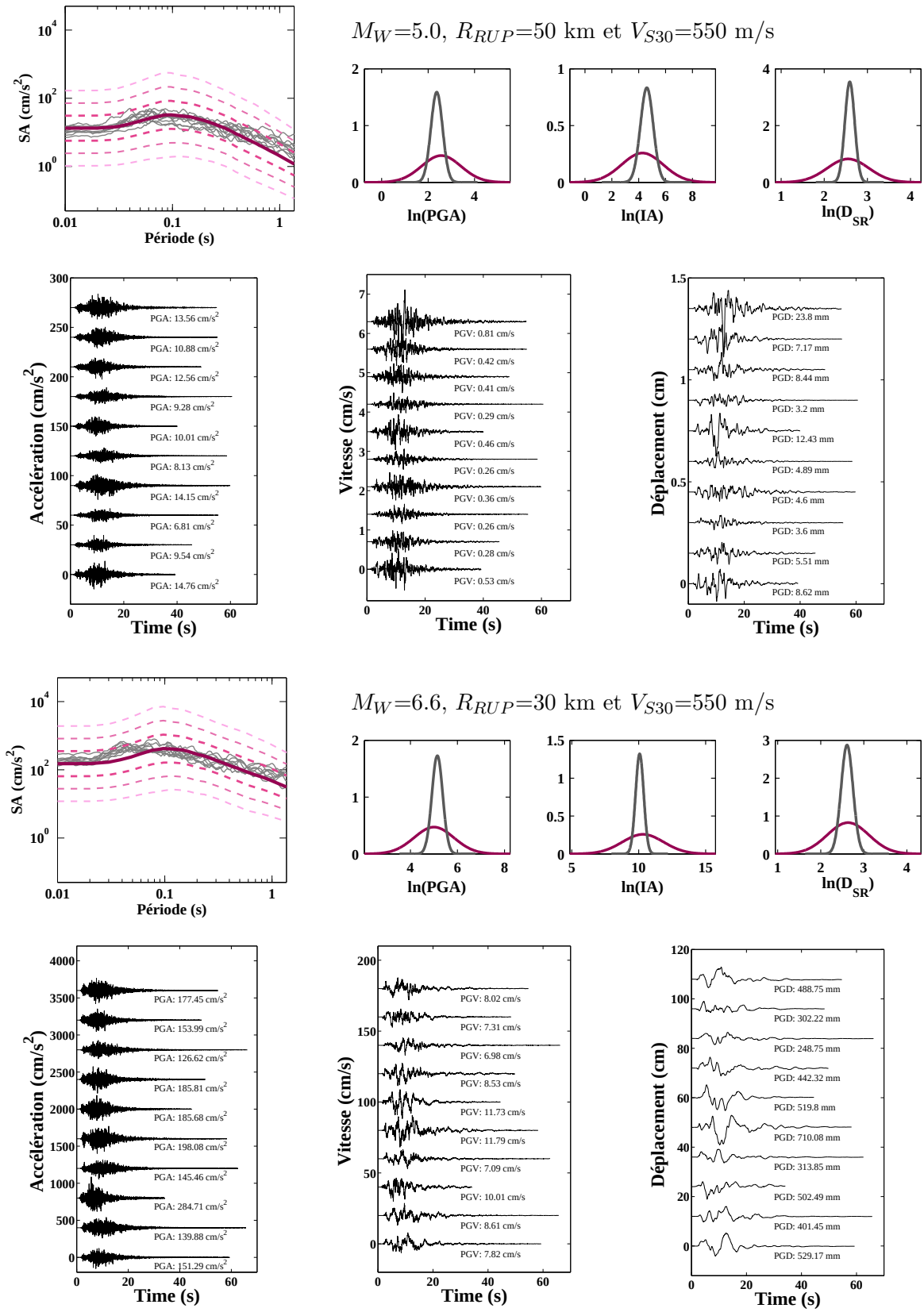


Figure 5.17 : Méthode 12 : sélection de 10 accélérogrammes dans une base de 2500 synthétiques dont le maximum de l'accélération, l'intensité d'Arias et la durée significative relative minimisent le critère du LLH. La sélection de seulement 10 synthétiques ne permet pas de reproduire les distributions initiales.

Conclusions et perspectives

CONCLUSIONS GÉNÉRALES

L'objectif de ce travail de thèse est de contribuer à améliorer la compréhension et la définition des mouvements sismiques « au rocher » (sols durs à rochers sensus-stricto définis par $V_{S30} \geq 500$ m/s) ou mouvements de « référence » utilisés pour le dimensionnement parasismique de bâtiments. Pour répondre à cette problématique, ce travail de thèse s'est partagé en quatre objectifs principaux :

1. Construire une base de données de mouvements sismiques « au rocher ».
2. Caractériser les principales propriétés des mouvements sismiques sur ce type de sol (spectre de réponse en accélération, intensité d'Arias, durée relative significative, non stationnarité des signaux).
3. Étudier la fonction de site déduite de ces mouvements sismiques et analyser en particulier ses dépendances par rapport à un paramètre décrivant le profil de vitesse des ondes de cisaillement en surface (V_{S30}) et un paramètre décrivant l'atténuation des hautes fréquences (κ_0).
4. Générer des traces temporelles de mouvements sismiques à partir de simulations stochastiques non stationnaires.

► *Quelles sont les données disponibles au rocher en surface ?*

Dans le but de caractériser les mouvements sismiques « au rocher », une base de données accélérométriques d'enregistrements sur sols « durs » associés à des séismes crustaux peu profonds a été construite. Les enregistrements proviennent des bases de données accélérométriques japonaises KiK-net et K-NET et ont l'avantage d'être publics, nombreux, de grande qualité et bien documentés. Seuls les enregistrements avec $V_{S30} \geq 500$ m/s ont été sélectionnés. Cette

limite basée uniquement sur le paramètre V_{S30} peut être discutée mais elle permet d’avoir un nombre suffisant d’enregistrements. Elle est cohérente avec la classification de l’Eurocode 8 qui détermine le rocher pour $V_{S30} \geq 800$ m/s dans le cas européen et elle permet de considérer des rochers « mous » qui peuvent être employés dans d’autres régions (e.g., en Californie le rocher est défini pour $V_{S30} = 600$ m/s, au Japon la classe rocher est définie pour $V_{S30} > 600$ m/s). Notre base de données finale est constituée de 4998 enregistrements fois trois composantes avec des séismes de magnitudes modérées à fortes ($4.5 \leq M_W \leq 6.9$), des distances à la rupture dont la limite supérieure est donnée par le modèle empirique de [Kanno et al. \(2006\)](#) pour un maximum de l’accélération seuil de 2.5 cm/s^2 . Cette base de données permet de combler le manque de données des deux autres grandes bases de données accélérométriques (européenne et américaine) en terme d’enregistrements sur des sites avec $V_{S30} \geq 500$ m/s. L’étude des trois bases de données, japonaise, américaine et européenne, a permis d’identifier 171 enregistrements de mouvements sismiques intéressants pour les études d’aléa sismique des zones à sismicité faible à modérée comme c’est le cas de la France métropolitaine, dont 77 enregistrements digitaux ($5.0 \leq M_W \leq 6.5$, $R_{JB} \leq 20$ km et $V_{S30} \geq 500$ m/s).

► *Quelles sont les caractéristiques de ces mouvements sismiques enregistrés sur des rochers de surface ?*

Sur ces 4998 enregistrements, 2357 enregistrements de magnitudes supérieures à 4.5 ont été utilisés pour caractériser les propriétés des mouvements sismiques sur sites « durs ». Des nouveaux modèles de prédiction empiriques spécifiques ont ainsi été déterminés pour caractériser le spectre de réponse en accélération (chapitre 3), l’intensité d’Arias, la durée relative significative et la non stationnarité des signaux à partir de la fréquence centrale (chapitre 4). Ces nouveaux modèles empiriques incluent les développements récents de tels modèles (prise en compte des effets de saturation avec la magnitude, prise en compte de V_{S30} , analyse des variabilités inter et intra-événements).

► *Quels facteurs de site influent sur le mouvement sismique au rocher ?*

Pour répondre à cette question, le rapport d’amplitudes entre un rocher mou ($V_{S30}=550$ m/s) et un rocher dur ($V_{S30}=1100$ m/s) calculé à partir de notre modèle de prédiction empirique du spectre de réponse en accélération, dépendant seulement du paramètre V_{S30} , a été analysé. Ce rapport d’amplitudes possède une forme similaire à celui déduit à partir de données synthétiques calculé en considérant le paramètre V_{S30} couplé avec le paramètre décrivant la décroissance des hautes fréquences κ_0 . Cette comparaison entre rapports d’amplitudes empirique et théoriques a permis de mettre en évidence une dépendance de la fonction de site du modèle empirique à κ_0 et donc l’importance de considérer ces deux paramètres pour caractériser des mouvements sismiques au rocher. Toutefois, la mesure de ce paramètre d’atténuation des hautes fréquences κ_0 de la manière classique de [Anderson et Hough \(1984\)](#) reste une limite pour l’intégrer directement dans les modèles de prédiction empiriques. Un autre problème mis en évidence dans le cas des données accélérométriques japonaises, concerne la limitation du contenu fréquentiel à hautes fréquences du fait de la réponse instrumentale qui biaise possiblement la mesure

de κ_0 . Une méthode alternative reliant le maximum du spectre de réponse en accélération à l'atténuation hautes fréquences a été utilisée. Cette mesure plus basses fréquences (κ_{RESP_1}) est moins affectée par la réponse instrumentale. Un nouveau modèle empirique a ensuite été déduit incluant cette nouvelle mesure de κ_{RESP_1} pour des périodes inférieures à 0.2 s. Avec ce nouveau modèle empirique, il est possible de prédire dans le cas japonais les larges variations observées à hautes fréquences du spectre de réponse en accélération pour différentes valeurs de κ_{RESP_1} .

► *Quelles méthodes pour simuler le mouvement sismique sur sites durs ?*

Dans ce travail de thèse, plusieurs améliorations ont été apportées à la méthode stochastique non stationnaire préalablement développée par Pousse *et al.* (2006) :

1. Des nouveaux modèles de prédiction empiriques ont été inclus pour décrire l'intensité d'Arias, la durée relative significative et les variations de la fréquence centrale au cours du temps des synthétiques.
2. La définition de la densité spectrale a été modifiée pour mieux considérer la non stationnarité en fréquence.
3. L'enveloppe temporelle a été adaptée à des scénarios en champ très proche et en champ lointain.
4. Les corrélations existantes entre les différents indicateurs du mouvement sismique (maximum de l'accélération, intensité d'Arias, durée relative significative, fréquence centrale, chute de contrainte, atténuation anélastique) ont été prises en compte.

Les mouvements sismiques simulés présentent l'avantage de posséder un spectre avec une définition sismologique (modèle en oméga carré) alors que ce n'est pas le cas des accélérogrammes synthétiques générés avec les méthodes préférentiellement utilisées dans le domaine du génie parasismique. D'autres éléments issus des travaux de recherche en sismologie sont aussi inclus comme les effets de saturation avec la magnitude, une enveloppe temporelle réaliste avec une répartition de l'énergie théorique et la non stationnarité. De plus, les accélérogrammes synthétiques calculés avec cette nouvelle méthode permettent de reproduire les distributions des différents indicateurs du mouvement sismique et aussi de reproduire de manière réaliste la variabilité des réponses de structures ou d'une colonne de sol observée avec des signaux naturels. Cette méthode intégrant ces différentes spécificités sismologiques ne requiert pas pour autant de nombreux paramètres en entrée et est donc facilement utilisable en génie parasismique. Enfin, un travail de sélection d'accélérogrammes synthétiques a été opéré et la question de la conservation de la variabilité naturelle des mouvements sismiques par ces sous-sélection a été illustrée à partir d'exemples pédagogiques. Ces résultats suggèrent que la sélection est un processus important au même titre que la génération de traces temporelles synthétiques.

Pour les applications de génie parasismique, nous recommandons de générer un grand nombre de traces temporelles et de sélectionner les traces avec les caractéristiques les plus adaptées aux besoins des utilisateurs.

PERSPECTIVES

Perspectives en vue d'une meilleure caractérisation des sites rocheux

Dans ce travail de thèse, nous avons souligné à plusieurs reprises la forte variabilité des sites rocheux. Un effort doit être fourni pour mieux contraindre ces sites en poursuivant à la fois le développement des réseaux de capteurs sur ces sites et les études menées dans le but d'une meilleure compréhension des paramètres physiques contrôlant les mouvements sismiques enregistrés à de tels sites. Dans cette étude, le nombre de données disponibles nous a contraint à définir « le rocher » à partir de $V_{S30} \geq 500$ m/s. Nous sommes conscients qu'avec cette limite des enregistrements pouvant présenter des amplifications dues à des contrastes d'impédances sont inclus dans la base et contribuent à la forte variabilité observée. Avec l'augmentation du nombre de données, il pourra être éventuellement envisagé de sélectionner uniquement les enregistrements ne présentant pas d'amplifications marquées.

Ce travail a confirmé que les phénomènes d'atténuation hautes fréquences sont importants pour caractériser les sites rocheux et non négligeables puisque des amplitudes relativement fortes peuvent être observées à hautes fréquences sur les sites les plus durs. La description de cette atténuation est réalisée à partir du paramètre κ décrivant la pente de décroissance des hautes fréquences. Toutefois, de nombreuses avancées dans la compréhension de ce paramètre sont encore nécessaires puisque son origine physique, la méthodologie à employer pour mesurer ce paramètre et enfin les liens existants entre ce paramètre et d'autres paramètres décrivant le site restent encore très discutés (Ktenidou *et al.*, sous presse). Par exemple, les relations empiriques permettant de déduire κ_0 à un site en connaissant son V_{S30} montrent leurs limites et il est indispensable d'instrumenter les sites à forts enjeux pour mesurer κ_0 directement à partir d'enregistrements et réduire les incertitudes sur ce paramètre non mesurable par des techniques géotechniques classiques.

D'autres part, l'utilisation de profils de vitesse génériques développés initialement pour des rochers américains dans d'autres régions pose question. La comparaison des fonctions de site empiriques américaine et japonaise révèle des différences à basses fréquences (partie du spectre contrôlée par le profil de vitesse) et témoigne de la nécessité de développer de nouveaux profils adaptés à chaque région d'étude.

Perspectives de développement de la méthode stochastique non stationnaire

La méthode stochastique non stationnaire que nous avons développée prend en considération un grand nombre des points requis par les différentes communautés travaillant sur l'évaluation des risques sismiques (voir figure 1.39) :

- **aléa probabiliste** : La méthode reproduit la variabilité naturelle des enregistrements en considérant les distributions inter-événements et intra-événement corrélées. On pourra peut être aller encore plus loin dans le futur en prenant en compte des variabilités plus

fortes pour certains sites que pour d'autres en fonction de leur configuration géologique (effets de site 3D, effets topographiques). Cela nécessite de continuer à affiner la compréhension de l'origine physique de la variabilité (e.g., [Rodriguez-Marek et al., 2011](#)).

► **sismologie :**

- La méthode stochastique tient compte des lois d'échelle de manière simplifiée. La chute de contrainte a été corrélée avec le maximum de l'accélération mais cette corrélation de premier ordre nécessite d'être approfondie.
- La non stationnarité est reproduite à partir de la prédiction de la fréquence centrale et le contenu spectral devient de plus en plus basses fréquences au cours du temps. Comme nous l'avons montré, la caractérisation de la fréquence centrale d'un signal est très variable d'un site à l'autre et est difficilement prédictible à partir de paramètres tels que la magnitude de moment, la distance à la rupture et le paramètre de site V_{S30} . Des modèles de source et d'atténuation plus réalistes pourront être utilisés pour améliorer la prédiction de la non stationnarité.

► **génie parasismique :**

- Les accélérogrammes synthétiques générés correspondent actuellement à la moyenne géométrique des composantes horizontales. Une perspective intéressante est celle de la prédiction des mouvements sismiques verticaux.
- La méthode permet de générer très rapidement un grand nombre de traces temporelles synthétiques. Par contre, la méthode est actuellement adaptée à la prédiction des mouvements sismiques au Japon. Comme nous l'avons réalisé dans le cadre de l'application d'un groupe de travail du RAP, il est aisé de remplacer les distributions à partir d'autres modèles empiriques (par exemple européens) ou des distributions directement mesurées sur des données que l'on cherche à reproduire. Toutefois, des modèles empiriques pour des paramètres comme la fréquence centrale devront être développés pour d'autres contextes que le contexte japonais. De même, la forme des enveloppes utilisée dans notre méthode de simulation pourrait être affinée.
- La méthode stochastique permet de définir des mouvements sismiques synthétiques dont le spectre de réponse possède des amplitudes compatibles avec les enregistrements naturels sur toute la gamme de fréquences utiles au génie parasismique. Cette méthode de point source permet de générer des accélérogrammes synthétiques dans le cas des zones à sismicité modérée ($M_W < 6.5$). Pour définir des accélérogrammes à des magnitudes supérieures, cette méthode est par contre limitée. Une solution alternative pourrait être de coupler la méthode stochastique aux hautes fréquences avec une méthode déterministe aux basses fréquences, comme par exemple cela a été réalisé par [Graves et Pitarka \(2010\)](#).
- Nous avons montré qu'il est possible, via un processus de sélection au sein d'une base d'accélérogrammes synthétiques, de conserver seulement les accélérogrammes synthétiques les plus proches d'un spectre cible. Nous montrons cependant que l'ajustement à un spectre cible diminue de manière « arbitraire » la variabilité des signaux sélectionnés par rapport à la variabilité naturelle des observations. Une interaction plus forte entre sismologues et ingénieurs des structures pourrait être utile afin de

mieux comprendre quel est le niveau de variabilité souhaitable lors de telles applications. Nous espérons que ce travail de thèse contribue à illustrer de manière pédagogique cette notion de variabilité naturelle des mouvements sismiques.

- ABRAHAMSON, N. (1992). Non-stationary spectral matching. *Seismological Research Letters*, 63(1):30–41.
- ABRAHAMSON, N., ATKINSON, G., BOORE, D., BOZORGNIA, Y., CAMPBELL, K., CHIOU, B., IDRIS, I., SILVA, W. et YOUNGS, R. (2008). Comparisons of the NGA ground-motion relations. *Earthquake Spectra*, 24(1):45–66.
- ABRAHAMSON, N. et SILVA, W. (1996). Empirical ground motion models. *Report to Brookhaven National Laboratory*.
- ABRAHAMSON, N. et SILVA, W. (2008). Summary of the Abrahamson & Silva NGA ground-motion relations. *Earthquake Spectra*, 24(1):67–97.
- ABRAHAMSON, N. et YOUNGS, R. (1992). A stable algorithm for regression analyses using the random effects model. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 82(1):505–510.
- AKI, K. (1966). Generation and propagation of G waves from the Niigata earthquake of June 16, 1964 : Part 2. Estimation of earthquake moment, released energy, and stress-strain drop from the G-wave spectrum. *Bulletin of the Earthquake Research Institute*, 44:73–88.
- AKI, K. (1967). Scaling law of seismic spectrum. *Journal of Geophysical Research*, 72(4):1217–1231.
- AKI, K. et RICHARDS, P. (1980). *Quantative seismology : Theory and methods*. University Science Books Sausalito, California.
- AKKAR, S. et BOMMER, J. (2010). Empirical equations for the prediction of PGA, PGV, and spectral accelerations in Europe, the Mediterranean region, and the Middle East. *Seismological Research Letters*, 81(2):195–206.

- AKKAR, S., ÇAĞNAN, Z., YENIER, E., ERDOĞAN, Ö., SANDIKKAYA, M. et GÜLKAN, P. (2010). The recently compiled Turkish strong motion database : preliminary investigation for seismological parameters. *Journal of Seismology*, 14(3):457–479.
- AL ATIK, L. et ABRAHAMSON, N. (2010). An Improved Method for Nonstationary Spectral Matching. *Earthquake Spectra*, 26(3):601–617.
- AL ATIK, L., ABRAHAMSON, N., BOMMER, J., SCHERBAUM, F., COTTON, F. et KUEHN, N. (2010). The variability of ground-motion prediction models and its components. *Seismological Research Letters*, 81(5):794–801.
- AL ATIK, L., KOTTKE, A., ABRAHAMSON, N. et HOLLENBACK, J. (First published on November 19, 2013). Kappa (κ) scaling of ground motion prediction equations using an inverse random vibration theory approach. *Bulletin of the Seismological Society of America*.
- AL ATIK, L., KOTTKE, A., ABRAHAMSON, N. et RENAULT, P. (March/April 2012). Kappa scaling for western U.S. ground motion prediction equations. In *Seismological Research Letters*, volume 83, pages 316–473, San Diego. Seismological Society of America.
- ALAMILLA, J., ESTEVA, L., GARCÍA-PÉREZ, J. et DIAZ-LOPEZ, O. (2001). Evolutionary properties of stochastic models of earthquake accelerograms : Their dependence on magnitude and distance. *Journal of Seismology*, 5(1):1–21.
- AMBRASEYS, N. (1995). The prediction of earthquake peak ground acceleration in Europe. *Earthquake engineering & structural dynamics*, 24(4):467–490.
- AMBRASEYS, N., SMIT, P., BERARDI, R., RINALDIS, D., COTTON, F. et BERGE-THIERRY, C. (2000). Dissemination of European strong-motion data. CD-ROM collection, European Commission, Directorate General XII, Science. *Research and Development, Environment and Climate Programme, Bruxelles*.
- AMBRASEYS, N., SMIT, P., DOUGLAS, J., MARGARIS, B., SIGBJÖRNSSON, R., OLAFSSON, S., SUHADOLC, P. et COSTA, G. (2004). Internet site for European strong-motion data. *Bollettino di Geofisica Teorica ed Applicata*, 45(3):113–129.
- ANDERSON, J. (1991). A preliminary descriptive model for the distance dependence of the spectral decay parameter in southern California. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 81(6):2186–2193.
- ANDERSON, J. (2000). Expected shape of regressions for ground-motion parameters on rock. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 90(6B):S43–S52.
- ANDERSON, J. (2004). Quantitative measure of the goodness-of-fit of synthetic seismograms, proceedings of the 13th World Conference on Earthquake Engineering. *Vancouver, paper*, 243.
- ANDERSON, J. et HOUGH, S. (1984). A model for the shape of the Fourier amplitude spectrum of acceleration at high frequencies. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 74(5):1969–1993.

- ANDERSON, J. et HUMPHREY, J. (1991). A least squares method for objective determination of earthquake source parameters. *Seismological Research Letters*, 62(3-4):201–209.
- ANDERSON, J. et QUAAS, R. (1988). The Mexico earthquake of September 19, 1985 - Effect of magnitude on the character of strong ground motion : An example from the Guerrero, Mexico strong motion network. *Earthquake Spectra*, 4(3):635–646.
- AOI, S., KUNUGI, T. et FUJIWARA, H. (2004). Strong-motion seismograph network operated by NIED : K-NET and KiK-net. *Journal of Japan Association for Earthquake Engineering*, 4(3):65–74.
- AOI, S., KUNUGI, T., NAKAMURA, H. et FUJIWARA, H. (2011). Deployment of new strong motion seismographs of K-NET and KiK-net. *Earthquake Data in Engineering Seismology*, pages 167–186.
- ARIAS, A. (1970). A measure of earthquake intensity. *Seismic design for nuclear power plants*, pages 438–483.
- ATKINSON, G. (1996). The high-frequency shape of the source spectrum for earthquakes in eastern and western Canada. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 86(1A):106–112.
- ATKINSON, G. (2004). Empirical attenuation of ground-motion spectral amplitudes in southeastern Canada and the northeastern United States. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 94(3):1079–1095.
- ATKINSON, G. (2006). Single-station sigma. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 96(2):446–455.
- ATKINSON, G. (2012). Keynote : Integrating advances in ground-motion and seismic-hazard analysis. In *Proceedings of the 15th World Conference on Earthquake Engineering*, Lisbon.
- ATKINSON, G. et BOORE, D. (2006). Earthquake ground-motion prediction equations for eastern North America. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 96(6):2181–2205.
- ATKINSON, G. et BOORE, D. (2011). Modifications to existing ground-motion prediction equations in light of new data. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 101(3):1121–1135.
- ATKINSON, G. et SILVA, W. (1997). An empirical study of earthquake source spectra for California earthquakes. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 87(1):97–113.
- ATKINSON, G. et SILVA, W. (2000). Stochastic modeling of California ground motions. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 90(2):255–274.
- BAKER, J. (2007). Correlation of ground motion intensity parameters used for predicting structural and geotechnical response. In *Tenth International Conference on Application of Statistics and Probability in Civil Engineering*, volume 8, Tokyo, Japan.

- BARD, P. et SESAME PARTICIPANTS (2004). Guidelines for the implementation of the H/V spectral ratio technique on ambient vibrations measurements, processing and interpretation. SESAME European research project. *Deliverable D23.12*.
- BARNES, A. (1993). Instantaneous spectral bandwidth and dominant frequency with applications to seismic reflection data. *Geophysics*, 58(3):419–428.
- BEAUVAL, C., TASAN, H., LAURENDEAU, A., DELAUD, E., COTTON, F., GUÉGUEN, P. et KUEHN, N. (2012). On the Testing of Ground-Motion Prediction Equations against Small-Magnitude Data. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 102(5):1994–2007.
- BERGE-THIERRY, C., COTTON, F., SCOTTI, O., GRIOT-POMMERA, D. et FUKUSHIMA, Y. (2003). New empirical response spectral attenuation laws for moderate European earthquakes. *Journal of Earthquake Engineering*, 7(2):193–222.
- BEYER, K. et BOMMER, J. (2006). Relationships between median values and between aleatory variabilities for different definitions of the horizontal component of motion. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 96(4A):1512–1522.
- BIASI, G. et SMITH, K. (2001). Site effects for seismic monitoring stations in the vicinity of Yucca Mountain, Nevada. *MOL20011204.0045, a report prepared for the US DOE/University and Community College System of Nevada (UCCSN) Cooperative Agreement*.
- BIRO, Y. et RENAULT, P. (2012). Importance and impact of host-to-target conversions for ground motion prediction equations in PSHA. In *Proceedings of the 15th World Conference on Earthquake Engineering*, numéro 1855, Lisbon.
- BOATWRIGHT, J., BUNDOCK, H., LUETGERT, J., SEEKINS, L., GEE, L. et LOMBARD, P. (2003). The dependence of PGA and PGV on distance and magnitude inferred from Northern California ShakeMap data. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 93(5):2043–2055.
- BOMMER, J. et ABRAHAMSON, N. (2006). Why Do Modern Probabilistic Seismic-Hazard Analyses Often Lead to Increased Hazard Estimates? *Bulletin of the Seismological Society of America*, 96(6):1967–1977.
- BOMMER, J., DOUGLAS, J., SCHERBAUM, F., COTTON, F., BUNGUM, H. et FAH, D. (2010). On the selection of ground-motion prediction equations for seismic hazard analysis. *Seismological Research Letters*, 81(5):783–793.
- BOMMER, J., DOUGLAS, J. et STRASSER, F. (2003). Style-of-faulting in ground-motion prediction equations. *Bulletin of Earthquake Engineering*, 1(2):171–203.
- BOMMER, J., STAFFORD, P. et ALARCON, J. (2009). Empirical equations for the prediction of the significant, bracketed, and uniform duration of earthquake ground motion. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 99(6):3217–3233.
- BOMMER, J., STAFFORD, P., ALARCÓN, J. et AKKAR, S. (2007). The influence of magnitude range on empirical ground-motion prediction. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 97(6):2152–2170.

- BOMMER, J. J. et ACEVEDO, A. B. (2004). The use of real earthquake accelerograms as input to dynamic analysis. *Journal of Earthquake Engineering*, 8:43–91.
- BOMMER, J. J. et AKKAR, S. (2012). Consistent source-to-site distance metrics in ground-motion prediction equations and seismic source models for PSHA. *Earthquake Spectra*, 28(1):1–15.
- BONILLA, L., STEIDL, J., GARIEL, J. et ARCHULETA, R. (2002). Borehole response studies at the Garner Valley downhole array, southern California. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 92(8):3165–3179.
- BONILLA, L., STEIDL, J., LINDLEY, G., TUMARKIN, A. et ARCHULETA, R. (1997). Site amplification in the San Fernando Valley, California : variability of site-effect estimation using the S-wave, coda, and H/V methods. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 87(3):710–730.
- BONILLA, L., TSUDA, K., PULIDO, N., REGNIER, J. et LAURENDEAU, A. (2011). Nonlinear site response evidence of K-NET and KiK-net records from the 2011 off the Pacific coast of Tohoku Earthquake. *Earth, Planets and Space*, 63(7):785–789.
- BOORE, D. (1983). Stochastic simulation of high-frequency ground motions based on seismological models of the radiated spectra. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 73(6A):1865–1894.
- BOORE, D. (2003). Simulation of ground motion using the stochastic method. *Pure and Applied Geophysics*, 160(3):635–676.
- BOORE, D. (2004). Estimating $V_s(30)$ (or NEHRP site classes) from shallow velocity models (depths < 30 m). *Bulletin of the Seismological Society of America*, 94(2):591–597.
- BOORE, D. et ATKINSON, G. (2008). Ground-motion prediction equations for the average horizontal component of PGA, PGV, and 5%-damped PSA at spectral periods between 0.01 s and 10.0 s. *Earthquake Spectra*, 24(1):99–138.
- BOORE, D. et JOYNER, W. (1997). Site amplifications for generic rock sites. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 87(2):327–341.
- BOORE, D., JOYNER, W. et FUMAL, T. (1997). Equations for estimating horizontal response spectra and peak acceleration from western North American earthquakes : a summary of recent work. *Seismological Research Letters*, 68(1):128–153.
- BOORE, D., THOMPSON, E. et CADET, H. (2011). Regional correlations of VS30 and velocities averaged over depths less than and greater than 30 meters. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 101(6):3046–3059.
- BORCHERDT, R. (1970). Effects of local geology on ground motion near San Francisco Bay. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 60(1):29–61.
- BORCHERDT, R. (1973). Energy and plane waves in linear viscoelastic media. *Journal of Geophysical Research*, 78(14):2442–2453.

- BRAGATO, P. (2008). Limits for the improvement of ground-motion relations in Europe and the Middle East by accounting for site effects. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 98(4):2061–2065.
- BRAGATO, P. et SLEJKO, D. (2005). Empirical ground-motion attenuation relations for the eastern Alps in the magnitude range 2.5–6.3. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 95(1):252–276.
- BRILLINGER, D. R. et PREISLER, H. K. (1984). An exploratory analysis of the Joyner-Boore attenuation data. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 74(4):1441–1450.
- BRUNE, J. (1970). Tectonic stress and the spectra of seismic shear waves from earthquakes. *Journal of Geophysical Research*, 75(26):4997–5009.
- BRUNE, J. (1971). Correction (to Brune, 1970). *Journal of Geophysical Research*, 76:5002.
- BUILDING SEISMIC SAFETY COUNCIL (2000). The 2000 NEHRP recommended provisions for new buildings and other structures : Part I (Provisions) and Part II (Commentary). Rapport technique, FEMA 368/369, Federal Emergency Management Agency, Washington, D.C.
- BURATTI, N., STAFFORD, P. J. et BOMMER, J. J. (2010). Earthquake accelerogram selection and scaling procedures for estimating the distribution of drift response. *Journal of Structural Engineering*, 137(3):345–357.
- CADET, H., BARD, P.-Y., DUVAL, A. et BERTRAND, E. (2012a). Site effect assessment using KiK-net data : Part 2 Site amplification prediction equation based on f_0 and V_{sz} . *Bulletin of Earthquake Engineering*, 10:451–489.
- CADET, H., BARD, P.-Y. et RODRIGUEZ-MAREK, A. (2010). Defining a standard rock site : Propositions based on the KiK-net database. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 100(1):172–195.
- CADET, H., BARD, P.-Y. et RODRIGUEZ-MAREK, A. (2012b). Site effect assessment using KiK-net data : Part 1. A simple correction procedure for surface/downhole spectral ratios. *Bulletin of Earthquake Engineering*, 10(2):421–448.
- CADET, H. et DUVAL, A.-M. (May/June 2009). A shear wave velocity study based on the KiK-net borehole data : A short note. *Seismological Research Letters*, 80(3):440–445.
- CAMPBELL, K. (2003). Prediction of strong ground motion using the hybrid empirical method and its use in the development of ground-motion (attenuation) relations in eastern North America. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 93(3):1012–1033.
- CAMPBELL, K. (2009). Estimates of shear-wave Q and κ_0 for unconsolidated and semiconsolidated sediments in eastern North America. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 99(4):2365–2392.

- CAMPBELL, K. et BOZORGIA, Y. (2008). NGA ground motion model for the geometric mean horizontal component of PGA, PGV, PGD and 5% damped linear elastic response spectra for periods ranging from 0.01 to 10 s. *Earthquake Spectra*, 24(1):139–171.
- CASTELLARO, S., MULARGIA, F. et ROSSI, P. (2008). Vs30 : proxy for seismic amplification? *Seismological Research Letters*, 79(4):540–543.
- CASTRO, R., PACOR, F., SALA, A. et PETRUNGARO, C. (1996). S wave attenuation and site effects in the region of Friuli, Italy. *Journal of geophysical research*, 101(B10):22355–22369.
- CAUSSE, M., CHALJUB, E., COTTON, F., CORNOU, C. et BARD, P. (2009). New approach for coupling k^{-2} and empirical Green's functions : application to the blind prediction of broad-band ground motion in the Grenoble basin. *Geophysical Journal International*, 179(3):1627–1644.
- CAUSSE, M., COTTON, F. et MAI, P. M. (2010). Constraining the roughness degree of slip heterogeneity. *Journal of Geophysical Research : Solid Earth (1978–2012)*, 115(B05304).
- CAUSSE, M., LAURENDEAU, A., PERRAULT, M., DOUGLAS, J., BONILLA, L. et GUÉGUEN, P. (Submitted). Eurocode 8-compatible synthetic time-series as input to dynamic analysis. In *Bulletin of Earthquake Engineering*.
- CEN (2005). Eurocode 8 – Design of Structures for earthquake resistance – Part 1 : General rules, seismic actions and rules for buildings. *European Standard EN 1998–1*, Comité Européen de Normalisation, Brussels, Belgium.
- CHALJUB, E., MOCZO, P., TSUNO, S., BARD, P., KRISTEK, J., KÄSER, M., STUPAZZINI, M. et KRISTEKOVA, M. (2010). Quantitative comparison of four numerical predictions of 3D ground motion in the Grenoble Valley, France. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 100(4):1427–1455.
- CHANDLER, A., LAM, N. et TSANG, H. (2006). Near-surface attenuation modelling based on rock shear-wave velocity profile. *Soil Dynamics and Earthquake Engineering*, 26(11):1004–1014.
- CHIOU, B., DARRAGH, R., GREGOR, N. et SILVA, W. (2008). NGA project strong-motion database. *Earthquake Spectra*, 24(1):23–44.
- CHIOU, B. et YOUNGS, R. (2008). An NGA model for the average horizontal component of peak ground motion and response spectra. *Earthquake Spectra*, 24(1):173–215.
- CHIOU, B., YOUNGS, R., ABRAHAMSON, N. et ADDO, K. (2010). Ground-motion attenuation model for small-to-moderate shallow crustal earthquakes in California and its implications on regionalization of ground-motion prediction models. *Earthquake spectra*, 26(4):907–926.
- CHOI, Y. et STEWART, J. (2005). Nonlinear site amplification as function of 30m shear wave velocity. *Earthquake Spectra*, 21:1–30.
- CLOUGH, R. W. et PENZIEN, J. (1980). *Dynamique des structures, Tome 1 , Principes fondamentaux*. Editions Pluralis.

- COTTON, F., ARCHULETA, R. et CAUSSE, M. (2013). What is Sigma of the Stress Drop? *Seismological Research Letters*, 84(1):42–48.
- COTTON, F., POUSSE, G., BONILLA, F. et SCHERBAUM, F. (2008). On the discrepancy of recent European ground-motion observations and predictions from empirical models : Analysis of KiK-net accelerometric data and point-sources stochastic simulations. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 98(5):2244.
- COTTON, F., SCHERBAUM, F., BOMMER, J. et BUNGUM, H. (2006). Criteria for selecting and adjusting ground-motion models for specific target regions : Application to central Europe and rock sites. *Journal of Seismology*, 10(2):137–156.
- DAINTY, A. (1981). A scattering model to explain seismic Q observations in the lithosphere between 1 and 30 Hz. *Geophysical Research Letters*, 8(11):1126–1128.
- DELAUVAUD, E., COTTON, F., AKKAR, S., SCHERBAUM, F., DANCUI, L., BEAUVAL, C., DROUET, S., DOUGLAS, J., BASILI, R., SANDIKKAYA, M. *et al.* (2012a). Toward a ground-motion logic tree for probabilistic seismic hazard assessment in Europe. *Journal of Seismology*, 16:451–473.
- DELAUVAUD, E., SCHERBAUM, F., KUEHN, N. et ALLEN, T. (2012b). Testing the global applicability of ground-motion prediction equations for active shallow crustal regions. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 102(2):707–721.
- DI ALESSANDRO, C., BONILLA, L. F., BOORE, D. M., ROVELLI, A. et SCOTTI, O. (2012). Predominant-period site classification for response spectra prediction equations in Italy. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 102(2):680–695.
- DOUGLAS, J. (2003). What is a poor quality strong-motion record? *Bulletin of Earthquake Engineering*, 1(1):141–156.
- DOUGLAS, J. (2011). Ground-motion prediction equations 1964-2010. Rapport technique, Final report RP-59356-FR, BRGM, Orléans, France. Available from <http://www.brgm.fr/publication/rechRapportSP.jsp>.
- DOUGLAS, J. (2012). Consistency of ground-motion predictions from the past four decades : Peak ground velocity and displacement, Arias intensity and relative significant duration. *Bulletin of Earthquake Engineering*, 10:1339–1356.
- DOUGLAS, J. et AOCHI, H. (2008). A survey of techniques for predicting earthquake ground motions for engineering purposes. *Surveys in geophysics*, 29(3):187–220.
- DOUGLAS, J., COTTON, F., ABRAHAMSON, N., AKKAR, S., BOORE, D. et DI ALESSANDRO, C. (2011). Pre-selection of ground-motion prediction equations (Task 2). Rapport technique, PEER GEM – Global GMPEs Task 2 WG. Available from www.nexus.globalquakemodel.org/gem-gmpes/posts/.
- DOUGLAS, J., GEHL, P., BONILLA, L. et GÉLIS, C. (2010). A κ model for mainland France. *Pure and Applied Geophysics*, 167(11):1303–1315.

- DOUGLAS, J., GEHL, P., BONILLA, L. F., SCOTTI, O., RÉGNIER, J., DUVAL, A.-M. et BERTRAND, E. (2009). Making the most of available site information for empirical ground-motion prediction. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 99(3):1502–1520.
- DOUGLAS, J. et JOUSSET, P. (2011). Modeling the Difference in Ground-Motion Magnitude-Scaling in Small and Large Earthquakes. *Seismological Research Letters*, 82(4):504–508.
- DROUET, S., COTTON, F. et GUÉGUEN, P. (2010). VS30, κ , regional attenuation and Mw from accelerograms : Application to magnitude 3-5 French earthquakes. *Geophysical Journal International*, 182(2):880–898.
- DUGUNDJI, J. (1958). Envelopes and pre-envelopes of real waveforms. *Information Theory, IRE Transactions on*, 4(1):53–57.
- DZIEWONSKI, A., CHOU, T.-A. et WOODHOUSE, J. (1981). Determination of earthquake source parameters from waveform data for studies of global and regional seismicity. *Journal of Geophysical Research : Solid Earth (1978–2012)*, 86(B4):2825–2852.
- EDWARDS, B., FÄH, D. et GIARDINI, D. (2011). Attenuation of seismic shear wave energy in Switzerland. *Geophysical Journal International*, 185(2):967–984.
- EDWARDS, B., RIETBROCK, A., BOMMER, J. J. et BAPTIE, B. (2008). The acquisition of source, path, and site effects from microearthquake recordings using Q tomography : application to the United Kingdom. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 98(4):1915–1935.
- EKSTRÖM, G., NETTLES, M. et DZIEWOŃSKI, A. (2012). The global CMT project 2004–2010 : Centroid-moment tensors for 13,017 earthquakes. *Physics of the Earth and Planetary Interiors*, 200:1–9.
- ENGDAHL, E., van der HILST, R. et BULAND, R. (1998). Global teleseismic earthquake relocation with improved travel times and procedures for depth determination. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 88(3):722–743.
- EUROPEAN COMMITTEE FOR STANDARDIZATION (CEN) (2004). Eurocode 8 : Design of structures for earthquake resistance, part 1 : General rules, seismic actions and rules for buildings. Rapport technique, EN 1998-1, [http ://www.cen.eu/cenorm/ homepage.htm](http://www.cen.eu/cenorm/homepage.htm) (last accessed August 2008).
- FERNÁNDEZ, A., CASTRO, R. et HUERTA, C. (2010). The spectral decay parameter kappa in northeastern Sonora, Mexico. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 100(1):196–206.
- FOUCAULT, A. et RAOULT, J. (2001). *Dictionnaire de géologie-5e édition*. Dunod.
- FOULSER-PIGGOTT, R. et STAFFORD, P. (2012). A predictive model for Arias intensity at multiple sites and consideration of spatial correlations. *Earthquake Engineering & Structural Dynamics*, 41(3):431–451.

- FUJIWARA, H., AOI, S., KUNUGI, T. et ADACHI, S. (2004). Strong-motion observations of NIED : K-NET and KiK-net. *In Proceedings of the COSMOS Workshop on Record Processing Guidelines*.
- FUKUSHIMA, Y. (1996). Scaling relations for strong ground motion prediction models with M2 terms. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 86(2):329–336.
- FUKUSHIMA, Y. (1997). Comment on ground motion attenuation relations for subduction zones. *Seismological Research Letters*, 68(6):947–949.
- FUKUSHIMA, Y., BONILLA, L., SCOTTI, O. et DOUGLAS, J. (2007). Site classification using horizontal-to-vertical response spectral ratios and its impact when deriving empirical ground-motion prediction equations. *Journal of Earthquake Engineering*, 11(5):712–724.
- FUKUSHIMA, Y., KINOSHITA, S. et SATO, H. (1992). Measurement of $1/Q$ for s waves in mudstone at Chikura, Japan : Comparison of incident and reflected phases in borehole seismograms. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 82:148–163.
- FUKUSHIMA, Y. et TANAKA, T. (1990). A new attenuation relation for peak horizontal acceleration of strong earthquake ground motion in Japan. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 80(4):757–783.
- FUKUYAMA, E., ISHIDA, M., DREGER, D. et KAWAI, H. (1998). Automated seismic moment tensor determination by using on-line broadband seismic waveforms. *Zisin*, 51:149–156.
- FUTTERMAN, W. (1962). Dispersive body waves. *Journal of Geophysical Research*, 67(13):5279–5291.
- GASPARINI, D. et VANMARCKE, E. (1976). Simulated earthquake ground motions compatible with prescribed response spectra. *Report R76-4, Dep. Civil Eng., MIT, Cambridge, Massachusetts*.
- GHOFRANI, H. (2012). *An investigation into earthquake ground motion characteristics in Japan with emphasis on the 2011 M9.0 Tohoku earthquake*. Thèse de doctorat, The University of Western Ontario, London, Ontario, Canada.
- GRAVES, R. W. et PITARKA, A. (2010). Broadband ground-motion simulation using a hybrid approach. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 100(5A):2095–2123.
- HANCOCK, J., WATSON-LAMPREY, J., ABRAHAMSON, N., BOMMER, J., MARKATIS, A., MCCOYH, E. et MENDIS, R. (2006). An improved method of matching response spectra of recorded earthquake ground motion using wavelets. *Journal of Earthquake Engineering*, 10:67–89. Supplement 001.
- HANKS, T. (1982). f_{max} . *Bulletin of the Seismological Society of America*, 72(6A):1867–1879.
- HANKS, T. et KANAMORI, H. (1979). A moment magnitude scale. *Journal of Geophysical Research*, 84(B5):2348–2350.

- HANKS, T. C. et MCGUIRE, R. K. (1981). The character of high-frequency strong ground motion. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 71(6):2071–2095.
- HANUMANTHARAO, C. et RAMANA, G. (2008). Dynamic soil properties for microzonation of Delhi, India. *Journal of Earth System Science*, 117:719–730.
- HARTZELL, S. (1978). Earthquake aftershocks as Green's functions. *Geophysical Research Letters*, 5(1):1–4.
- HARTZELL, S., BONILLA, L. et WILLIAMS, R. (2004). Prediction of nonlinear soil effects. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 94(5):1609–1629.
- HASANCEBI, N. et ULUSAY, R. (2007). Empirical correlations between shear wave velocity and penetration resistance for ground shaking assessments. *Bulletin of Engineering Geology and the Environment*, 66(2):203–213.
- HASEGAWA, A., HORIUCHI, S. et UMINO, N. (1994). Seismic structure of the northeastern Japan convergent margin : A synthesis. *Journal of Geophysical Research*, 99(B11):22295–22311.
- HASKELL, N. (1960). Crustal reflection of plane SH waves. *Journal of Geophysical Research*, 65(12):4147–4150.
- HEADQUARTERS FOR EARTHQUAKE RESEARCH PROMOTION (2005). National seismic hazard maps for Japan. <http://www.jishin.go.jp/main/index-e.html>, dernière consultation en Novembre 2012.
- HIKIMA, K. et KOKETSU, K. (2005). Rupture processes of the 2004 Chuetsu (mid-Niigata prefecture) earthquake, Japan : A series of events in a complex fault system. *Geophysical Research Letters*, 32(18):L18303.
- HORIKAWA, H. (2001). Earthquake doublet in Kagoshima, Japan : Rupture of asperities in a stress shadow. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 91(1):112–127.
- HOUGH, S. et ANDERSON, J. (1988). High-frequency spectra observed at Anza, California : implications for Q structure. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 78(2):692–707.
- HOUGH, S. E., ANDERSON, J. G., BRUNE, J., VERNON, F., BERGER, J., FLETCHER, J., HAAR, L., HANKS, L. et BAKER, L. (1988). Attenuation near Anza, California. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 78(2):672–691.
- HUMPHREY, J. R. et ANDERSON, J. G. (1992). Shear-wave attenuation and site response in Guerrero, Mexico. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 82(4):1622–1645.
- HUSID, R. (1969). Analisis de terremotos : analisis general. *Revista del IDIEM*, 8(1):21–42.
- IDE, S. (1999). Source process of the 1997 Yamaguchi, Japan, earthquake analyzed in different frequency bands. *Geophysical Research Letters*, 26(13):1973–1976.
- IDRISS, I. (2008). An NGA empirical model for estimating the horizontal spectral values generated by shallow crustal earthquakes. *Earthquake Spectra*, 24(1):217–242.

- IERVOLINO, I., GALASSO, C. et COSENZA, E. (2010). REXEL : computer aided record selection for code-based seismic structural analysis. *Bulletin of Earthquake Engineering*, 8(2):339–362.
- IKEDA, T., KAMAE, K., MIWA, S. et IRIKURA, K. (2002). Source characterization and strong ground motion simulation of the 2000 tottori-ken seibu earthquake using the empirical green's function method. *Journal of Structural and Construction Engineering*, 561:37–45.
- JAPAN ROAD ASSOCIATION (1980). Specifications for highway bridges. *Part V, Seismic Design*, Maruzen Co., Ltd.
- JAPAN ROAD ASSOCIATION (1990). Specifications for highway bridges. *Part V, Seismic Design*, Maruzen Co., Ltd.
- JOYNER, W. et BOORE, D. (1981). Peak horizontal acceleration and velocity from strong-motion records including records from the 1979 Imperial Valley, California, earthquake. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 71(6):2011–2038.
- JOYNER, W. et FUMAL, T. (1984). Use of measured shear-wave velocity for predicting geologic site effects on strong ground motion. In *Proc. of the 8th World Conf. on Earthquake Engineering*, volume 2, pages 777–783.
- JOYNER, W., WARRICK, R. et FUMAL, T. (1981). The effect of Quaternary alluvium on strong ground motion in the Coyote Lake, California, earthquake of 1979. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 71(4):1333–1349.
- JOYNER, W. B. et BOORE, D. M. (1993). Methods for regression analysis of strong-motion data. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 83(2):469–487.
- KAKLAMANOS, J., BAISE, L. et BOORE, D. (2011). Estimating unknown input parameters when implementing the NGA ground-motion prediction equations in engineering practice. *Earthquake Spectra*, 27(4):1219–1235.
- KANAI, K. (1957). Semi-empirical formula for the seismic characteristics of the ground. *Bulletin of the Earthquake Research Institute*, 35:308–325.
- KANNO, T., NARITA, A., MORIKAWA, N., FUJIWARA, H. et FUKUSHIMA, Y. (2006). A new attenuation relation for strong ground motion in Japan based on recorded data. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 96(3):879–897.
- KEMPTON, J. et STEWART, J. (2006). Prediction equations for significant duration of earthquake ground motions considering site and near-source effects. *Earthquake spectra*, 22(4):985–1013.
- KENNETT, B. (1983). *Seismic wave propagation in stratified media*. Cambridge University Press, Cambridge.
- KILB, D., BIASI, G., ANDERSON, J., BRUNE, J., PENG, Z. et VERNON, F. (2012). A comparison of spectral parameter kappa from small and moderate earthquakes using southern California ANZA seismic network data. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 102(1):284–300.

- KINOSHITA, S. (1998). Kyoshin net (K-NET). *Seismological Research Letters*, 69(4):309–332.
- KINOSHITA, S. (2008). Deep-borehole-measured QP and QS attenuation for two Kanto sediment layer sites. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 98(1):463–468.
- KOBAYASHI, R., MIYAZAKI, S. et KOKETSU, K. (2006). Source processes of the 2005 West Off Fukuoka Prefecture earthquake and its largest aftershock inferred from strong motion and 1-Hz GPS data. *Earth, Planets and Space*, 58(1):57–62.
- KOKUSHO, T. et SATO, K. (2008). Surface-to-base amplification evaluated from KiK-net vertical array strong motion records. *Soil Dynamics and Earthquake Engineering*, 28(9):707–716.
- KONNO, K. et OHMACHI, T. (1998). Ground motion characteristics estimated from spectral ratio between horizontal and vertical components of microtremor. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 88(1):228–241.
- KRAMER, S. (1996). Geotechnical earthquake engineering. *Prentice-Hall Civil Engineering and Engineering Mechanics Series*.
- KTENIDOU, O.-J., COTTON, F., ABRAHAMSON, N. et ANDERSON, J. (submitted). Taxonomy of kappa : a review of definitions and estimation approaches targeted to applications. *Seismological Research Letters*, 85(1).
- KTENIDOU, O.-J., GÉLIS, C. et BONILLA, L.-F. (2013). A study on the variability of kappa (κ) in a borehole : implications of the computation process. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 103(2A):1048–1068.
- LAI, S. (1982). Statistical characterization of strong ground motions using power spectral density function. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 72(1):259–274.
- LAURENDEAU, A., CAUSSE, M., GUÉGUEN, P., PERRAULT, M., BONILLA, L. et DOUGLAS, J. (2012). A set of Eurocode 8-compatible synthetic time-series as input to dynamic analysis. *In Proceedings of the 15th World Conference on Earthquake Engineering*, numéro Paper ID 4089, page 10, Lisbon, Portugal.
- LAVERGNE, M. (1986). *Méthodes sismiques*. Editions Technip.
- LAY, T. et WALLACE, T. (1995). *Modern global seismology*, volume 58. Academic Press.
- LEBRUN, B., HATZFELD, D. et BARD, P. (2001). Site effect study in urban area : experimental results in Grenoble (France). *Pure and Applied Geophysics*, 158(12):2543–2557.
- LEE, C., HSIEH, B., SUNG, C. et LIN, P. (2012). Regional Arias intensity attenuation relationship for Taiwan considering VS30. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 102(1):129–142.
- LEMOINE, A., DOUGLAS, J. et COTTON, F. (2012). Testing the applicability of correlations between topographic slope and VS30 for Europe. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 102(6):2585–2599.

- LERMO, J. et CHÁVEZ-GARCÍA, F. (1993). Site effect evaluation using spectral ratios with only one station. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 83(5):1574–1594.
- LUZI, L., SABETTA, F., MELE, F. et CASTELLO, B. (2010). Italian strong motion database relative to the period 1972–2004 : motivations and aims. *Bulletin of Earthquake Engineering*, 8(5):1159–1174.
- MAEDA, T. et SASATANI, T. (2009). Strong ground motions from an Mj 6.1 inland crustal earthquake in Hokkaido, Japan : the 2004 Rumoi earthquake. *Earth, Planets and Space*, 61(6):689–701.
- MAI, P. M., SPUDICH, P. et BOATWRIGHT, J. (2005). Hypocenter locations in finite-source rupture models. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 95(3):965–980.
- MALAGNINI, L., HERRMANN, R. et DI BONA, M. (2000). Ground-motion scaling in the Apennines (Italy). *Bulletin of the Seismological Society of America*, 90(4):1062–1081.
- MANIGHETTI, I., CAMPILLO, M., SAMMIS, C., MAI, P. et KING, G. (2005). Evidence for self-similar, triangular slip distributions on earthquakes : Implications for earthquake and fault mechanics. *Journal of Geophysical Research : Solid Earth (1978–2012)*, 110(B5).
- MASUDA, T. (1988). Corner frequencies and Q values of P and S waves by simultaneous inversion technique. *Tôhoku Geophysical Journal*, 31(3):101–125.
- MCGUIRE, R. K. et HANKS, T. C. (1980). RMS accelerations and spectral amplitudes of strong ground motion during the San Fernando, California earthquake. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 70(5):1907–1919.
- MIURA, S., SUWA, Y., SATO, T., TACHIBANA, K. et HASEGAWA, A. (2004). Slip distribution of the 2003 northern Miyagi earthquake (M6. 4) deduced from geodetic inversion. *Earth, Planets and Space*, 56(2):95–101.
- MIYAKE, H., KOKETSU, K., HIKIMA, K., SHINOHARA, M. et KANAZAWA, T. (2010). Source fault of the 2007 Chuetsu-oki, Japan, earthquake. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 100(1):384–391.
- MOMIYAMA, S., HIKIMA, K. et KOKETSU, K. (2009). Joint inversion for the source process of the 2007 Noto Hanto earthquake with improved velocity structure models. In *Abstr. Jpn. Geosci. Union Meet. 2009*, pages S148–P006 (CD-ROM).
- MOSS, R. (2008). Quantifying measurement uncertainty of thirty-meter shear-wave velocity. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 98(3):1399–1411.
- MOTAZEDIAN, D. et ATKINSON, G. M. (2005). Stochastic finite-fault modeling based on a dynamic corner frequency. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 95(3):995–1010.
- NAKAHARA, H., NISHIMURA, T., SATO, H., OHTAKE, M., KINOSHITA, S. et HAMAGUCHI, H. (2002). Broadband source process of the 1998 Iwate prefecture, Japan, earthquake as revealed

- from inversion analyses of seismic waveforms and envelopes. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 92(5):1708.
- NAKAMURA, Y. (1989). A method for dynamic characteristics estimation of subsurface using microtremor on the ground surface. *Railway Technical Research Institute, Quarterly Reports*, 30(1).
- OKADA, Y., KASAHARA, K., HORI, S., OBARA, K., SEKIGUCHI, S., FUJIWARA, H. et YAMAMOTO, A. (2004). Recent progress of seismic observation networks in Japan-Hi-net, F-net, K-NET and KiK-net. *Earth, Planets and Space*, 56:xv–xxviii.
- ÓLAFSSON, S., REMSETH, S. et SIGBJÖRNSSON, R. (2001). Stochastic models for simulation of strong ground motion in Iceland. *Earthquake engineering & structural dynamics*, 30(9):1305–1331.
- OTH, A., BINDI, D., PAROLAI, S. et DI GIACOMO, D. (2010). Earthquake scaling characteristics and the scale-(in) dependence of seismic energy-to-moment ratio : Insights from KiK-net data in Japan. *Geophysical Research Letters*, 37(19).
- OTH, A., BINDI, D., PAROLAI, S. et DI GIACOMO, D. (2011a). Spectral analysis of K-NET and KiK-net data in Japan, Part II : On attenuation characteristics, source spectra, and site response of borehole and surface stations. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 101(2):667–687.
- OTH, A., PAROLAI, S. et BINDI, D. (2011b). Spectral analysis of K-NET and KiK-net data in Japan, Part I : Database compilation and peculiarities. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 101(2):652–666.
- ÖZER, B. et AKKAR, S. (2012). A procedure on ground motion selection and scaling for nonlinear response of simple structural systems. *Earthquake Engineering & Structural Dynamics*, 41(12):1693–1707.
- PACOR, F., PAOLUCCI, R., AMERI, G., MASSA, M. et PUGLIA, R. (2011). Italian strong motion records in ITACA : overview and record processing. *Bulletin of Earthquake Engineering*, 9(6):1741–1759.
- PAPADIMITRIOU, K. (1991). *Stochastic characterization of strong ground motion and applications to structural response*. Thèse de doctorat, California Institute of Technology.
- PAPAGEORGIOU, A. (1988). On two characteristic frequencies of acceleration spectra : Patch corner frequency and f_{max} . *Bulletin of the Seismological Society of America*, 78(2):509–529.
- PAPAGEORGIOU, A. et AKI, K. (1983). A specific barrier model for the quantitative description of inhomogeneous faulting and the prediction of strong ground motion. I. Description of the model. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 73(3):693–722.
- PÉQUEGNAT, C., GUÉGUEN, P., HATZFELD, D. et LANGLAIS, M. (2008). The French accelerometric network (RAP) and national data centre (RAP-NDC). *Seismological Research Letters*, 79(1):79–89.

- POGGI, V., EDWARDS, B. et FÄH, D. (2011). Derivation of a reference shear-wave velocity model from empirical site amplification. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 101(1):258–274.
- POGGI, V., EDWARDS, B. et FÄH, D. (2012). The quarter-wavelength average velocity : a review of some past and recent application developments. *In Proceedings of the 15th World Conference on Earthquake Engineering*, numéro 4242, Lisbon.
- POUSSE, G. (2005). *Analyse des données accélérométriques de K-NET et KiK-net : implications pour la prédiction du mouvement sismique - accélérogrammes et spectres de réponse - et la prise en compte des effets de site non-liénaires*. Thèse de doctorat, IRSN.
- POUSSE, G., BERGE-THIERRY, C., BONILLA, L. F. et BARD, P.-Y. (2005). Eurocode 8 design response spectra evaluation using the K-net Japanese Database. *Journal of Earthquake Engineering*, 9(4):547–574.
- POUSSE, G., BONILLA, L., COTTON, F. et MARGERIN, L. (2006). Nonstationary stochastic simulation of strong ground motion time histories including natural variability : Application to the K-NET Japanese database. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 96(6):2103–2117.
- PURVANCE, M. et ANDERSON, J. (2003). A comprehensive study of the observed spectral decay in strong-motion accelerations recorded in Guerrero, Mexico. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 93(2):600–611.
- RATHJE, E., FARAJ, F., RUSSELL, S. et BRAY, J. (2004). Empirical relationships for frequency content parameters of earthquake ground motions. *Earthquake Spectra*, 20(1):119–144.
- RÉGNIER, J., CADET, H., BONILLA, F., BERTRAND, E. et SEMBLAT, J.-F. (2012). Assessing nonlinear behavior of soil in seismic site response : Statistical analysis on KiK-net strong motion data. *In Proceedings of the 15th World Conference on Earthquake Engineering*, Lisbon.
- REGNIER, J., LAURENDEAU, A., DUVAL, A. et GUEGUEN, P. (2010). From heterogeneous set of soil data to VS profile application on the French permanent accelerometric network (RAP) sites. *In Proceeding 14EECE Ohrid, Macedonia Republic, August 30th-September 3rd*, numéro Paper ID 851.
- REITER, L. (1990). *Earthquake hazard analysis : issues and insights*. Columbia University Press.
- RENALIER, F. (2010). *Caractérisation sismique de sites hétérogènes à partir de méthodes actives et passives : variations latérales et temporelles*. Thèse de doctorat, Université Joseph-Fourier-Grenoble I.
- REZAEIAN, S. et DER KIUREGHIAN, A. (2008). A stochastic ground motion model with separable temporal and spectral nonstationarities. *Earthquake Engineering & Structural Dynamics*, 37(13):1565–1584.

- REZAEIAN, S. et DER KIUREGHIAN, A. (2010). Simulation of synthetic ground motions for specified earthquake and site characteristics. *Earthquake Engineering & Structural Dynamics*, 39(10):1155–1180.
- REZAEIAN, S. et DER KIUREGHIAN, A. (2012). Simulation of orthogonal horizontal ground motion components for specified earthquake and site characteristics. *Earthquake Engineering & Structural Dynamics*, 41(Issue 2):335–353.
- RFS-2001-01 (2001). Règle Fondamentale de Sûreté relative à la détermination du risque sismique pour la sûreté des installations nucléaires de base de surface. <http://www.asn.fr/index.php/Divers/Autres-RFS/RFS-2001-01>, Last checked January, 2013.
- RICHTER, C. (1935). An instrumental earthquake magnitude scale. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 25(1):1–32.
- RIPPERGER, J., MAI, P. et AMPUERO, J.-P. (2008). Variability of near-field ground motion from dynamic earthquake rupture simulations. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 98(3):1207–1228.
- RODRIGUEZ-MAREK, A., MONTALVA, G., COTTON, F. et BONILLA, F. (2011). Analysis of single-station standard deviation using the KiK-net data. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 101(3):1242–1258.
- RUIZ, J., BAUMONT, D., BERNARD, P. et BERGE-THIERRY, C. (2011). Modelling directivity of strong ground motion with a fractal, k- 2, kinematic source model. *Geophysical Journal International*, 186(1):226–244.
- SABETTA, F. et PUGLIESE, A. (1996). Estimation of response spectra and simulation of nonstationary earthquake ground motions. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 86(2):337–352.
- SAFAK, E. et BOORE, D. (1988). On low-frequency errors of uniformly modulated filtered white-noise models for ground motions. *Earthquake engineering & structural dynamics*, 16(3):381–388.
- SARAGONI, G. et HART, G. (1974). Simulation of artificial earthquakes. *Earthquake Engrg. Struct. Dynamics*, 2:249–269.
- SCHERBAUM, F., COTTON, F. et SMIT, P. (2004a). On the use of response spectral-reference data for the selection and ranking of ground-motion models for seismic-hazard analysis in regions of moderate seismicity : The case of rock motion. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 94(6):2164–2185.
- SCHERBAUM, F., COTTON, F. et STAEDTKE, H. (2006). The estimation of minimum-misfit stochastic models from empirical ground-motion prediction equations. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 96(2):427–445.

- SCHERBAUM, F., DELAUD, E. et RIGGELSEN, C. (2009). Model selection in seismic hazard analysis : An information-theoretic perspective. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 99(6):3234–3247.
- SCHERBAUM, F., SCHMEDES, J. et COTTON, F. (2004b). On the conversion of source-to-site distance measures for extended earthquake source models. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 94(3):1053–1069.
- SCHNABEL, P., SEED, H. et LYSMER, J. (1972). Modification of seismograph records for effects of local soil conditions. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 62(6):1649–1664.
- SCHWAB, P. et LESTUZZI, P. (2007). Assessment of the seismic non-linear behavior of ductile wall structures due to synthetic earthquakes. *Bulletin of Earthquake Engineering*, 5(1):67–84.
- SGOBBA, S., STAFFORD, P., MARANO, G. et GUARAGNELLA, C. (2011). An evolutionary stochastic ground-motion model defined by a seismological scenario and local site conditions. *Soil Dynamics and Earthquake Engineering*, 31(11):1465–1479.
- SHAHI, S. et BAKER, J. (2012). Preliminary NGA-West 2 models for ground-motion directionality. In *Proceedings of the 15th World Conference on Earthquake Engineering*, numéro Paper ID 0402, Lisbon, Portugal.
- SHAKAL, A. et BERNREUTER, D. (1981). Empirical analyses of near-source ground motion, US Nuclear Regulatory Commission Report NUREG/CR-2095.
- SILVA, W. et DARRAGH, R. (1995). Engineering characterization of earthquake strong ground motion recorded at rock sites. *Electric Power Research Institute, Report TR-102261, Palo Alto, California*.
- SILVA, W. et LEE, K. (1987). WES RASCAL code for synthesizing earthquake ground motions : State-of-the-Art for Assessing Earthquake Hazards in the United States, Report 24. *US Army Engineers Waterways Experiment Station, Misc. Paper S-73-1*.
- SILVA, W., WONG, I. et DARRAGH, R. (1998). Engineering characterization of earthquake strong ground motions in the Pacific Northwest. *Assessing Earthquake Hazards and Reducing Risk in the Pacific Northwest*, 1560:313–324.
- SOMERVILLE, P. et PITARKA, A. (2006). Differences in earthquake source and ground motion characteristics between surface and buried earthquakes. In *Proc. Eighth National Conf. on Earthquake Engineering*, numéro Paper No, 977.
- SOMERVILLE, P., SMITH, N., GRAVES, R. et ABRAHAMSON, N. (1997). Modification of empirical strong ground motion attenuation relations to include the amplitude and duration effects of rupture directivity. *Seismological Research Letters*, 68(1):199–222.
- STAFFORD, P., BERRILL, J. et PETTINGA, J. (2009a). New predictive equations for Arias intensity from crustal earthquakes in New Zealand. *Journal of Seismology*, 13(1):31–52.

- STAFFORD, P., SGOBBA, S. et MARANO, G. (2009b). An energy-based envelope function for the stochastic simulation of earthquake accelerograms. *Soil Dynamics and Earthquake Engineering*, 29(7):1123–1133.
- STEIDL, J., TUMARKIN, A. et ARCHULETA, R. (1996). What is a reference site? *Bulletin of the Seismological Society of America*, 86(6):1733–1748.
- STEIN, S. et WYSESSION, M. (2009). *An introduction to seismology, earthquakes, and earth structure*. Wiley-Blackwell.
- STEWART, J., BOORE, D., CAMPBELL, K., ERDIK, M. et SILVA, W. (2011). Define a consistent strategy to model ground motion - Site effects in parametric ground motion models, global GMPEs. Rapport technique, PEER GEM – Global GMPEs Task 1.b WG. Available from www.nexus.globalquakemodel.org/gem-gmpes/posts/.
- STOCKWELL, R., MANSINHA, L. et LOWE, R. (1996). Localization of the complex spectrum : the S transform. *Signal Processing, IEEE Transactions on*, 44(4):998–1001.
- STRASSER, F., ABRAHAMSON, N. et BOMMER, J. (2009). Sigma : Issues, insights, and challenges. *Seismological Research Letters*, 80(1):40–56.
- TAJIMI, H. *et al.* (1960). A statistical method of determining the maximum response of a building structure during an earthquake. In *Proc. 2d World Conf. Earthquake Eng. Tokyo and Kyoto*, volume 2, pages 781–798.
- TOKSOZ, M., JOHNSTON, D. et TIMUR, A. (1979). Attenuation of seismic waves in dry and saturated rocks ; I, Laboratory measurements. *Geophysics*, 44(4):681–690.
- TORO, G., ABRAHAMSON, N. et SCHNEIDER, J. (1997). Model of strong ground motions from earthquakes in central and eastern North America : best estimates and uncertainties. *Seismological Research Letters*, 68(1):41–57.
- TRAVASAROU, T., BRAY, J. et ABRAHAMSON, N. (2003). Empirical attenuation relationship for Arias intensity. *Earthquake engineering & structural dynamics*, 32(7):1133–1155.
- TRIFUNAC, M. et BRADY, A. (1975). A study on the duration of strong earthquake ground motion. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 65(3):581–626.
- TSAI, C. et CHEN, K. (2000). A model for the high-cut process of strong-motion accelerations in terms of distance, magnitude, and site condition : An example from the SMART 1 array, Lotung, Taiwan. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 90(6):1535–1542.
- VAN HOUTTE, C., DROUET, S. et COTTON, F. (2011). Analysis of the origins of κ (kappa) to compute hard rock to rock adjustment factors for GMPEs. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 101(6):2926–2941.
- WALD, D. J. et ALLEN, T. I. (2007). Topographic slope as a proxy for seismic site conditions and amplification. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 97(5):1379–1395.

- WALLING, M., SILVA, W. et ABRAHAMSON, N. (2008). Nonlinear site amplification factors for constraining the NGA models. *Earthquake Spectra*, 24:243.
- WALTER, W., MAYEDA, K., GOK, R. et HOFSTETTER, A. (2006). The scaling of seismic energy with moment : Simple models compared with observations. *Geophysical Monograph -American Geophysical Union*, 170:25.
- WELLS, D. et COPPERSMITH, K. (1994). New empirical relationships among magnitude, rupture length, rupture width, rupture area, and surface displacement. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 84(4):974–1002.
- WEN, J. et CHEN, X. (2012). Variations in f_{max} along the ruptured fault during the Mw 7.9 Wenchuan earthquake of 12 May 2008. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 102(3):991–998.
- WILLS, C. et CLAHAN, K. (2006). Developing a map of geologically defined site-condition categories for California. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 96(4A):1483–1501.
- WILLS, C. et GUTIERREZ, C. (2008). Investigation of geographic rules for improving site-conditions mapping. *California Geologic Survey Final Technical Report No. 07HQGR0061*.
- WORKING GROUP ITACA (2010). Database of the Italian strong motion records. <http://itaca.mi.ingv.it/ItacaNet/>, dernière consultation le 15 mars 2012.
- YEH, C. et WEN, Y. (1990). Modeling of nonstationary ground motion and analysis of inelastic structural response. *Structural Safety*, 8(1-4):281–298.
- YENIER, E., SANDIKKAYA, M. et AKKAR, S. (2010). Report on the fundamental features of the extended strong groundmotion databank prepared for the SHARE project. Deliverable 4.1 of seventh framework programme project seismic hazard harmonization in europe, SHARE.
- YOKOTA, Y., KOKETSU, K., HIKIMA, K. et MIYAZAKI, S. (2009). Ability of 1-Hz GPS data to infer the source process of a medium-sized earthquake : The case of the 2008 Iwate-Miyagi Nairiku, Japan, earthquake. *Geophysical Research Letters*, 36(12):L12301.
- YONG, A., HOUGH, S., IWAHASHI, J. et BRAVERMAN, A. (2012). A terrain-based site-conditions map of California with implications for the contiguous United States. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 102(1):114–128.
- YOSHIMOTO, K., SATO, H. et OHTAKE, M. (1993). Frequency-dependent attenuation of P and S waves in the Kanto area, Japan, based on the coda-normalization method. *Geophysical Journal International*, 114(1):165–174.
- YOUNGS, R., ABRAHAMSON, N., MAKDISI, F. et SADIGH, K. (1995). Magnitude-dependent variance of peak ground acceleration. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 85(4):1161–1176.

- ZHAO, J., IRIKURA, K., ZHANG, J., FUKUSHIMA, Y., SOMERVILLE, P., ASANO, A., OHNO, Y., OOUCHI, T., TAKAHASHI, T. et OGAWA, H. (2006a). An empirical site-classification method for strong-motion stations in Japan using H/V response spectral ratio. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 96(3):914–925.
- ZHAO, J., ZHANG, J., ASANO, A., OHNO, Y., OOUCHI, T., TAKAHASHI, T., OGAWA, H., IRIKURA, K., THIO, H., SOMERVILLE, P., FUKUSHIMA, Y. et FUKUSHIMA, Y. (2006b). Attenuation relations of strong ground motion in Japan using site classification based on predominant period. *Bulletin of the Seismological Society of America*, 96(3):898–913.

CASHIMA

Programme de recherche sur les effets de site financé et coordonné par le Centre de l'Énergie Atomique de Cadarache (CEA, www.cea.fr) et l'Institut Laue Langevin de Grenoble (ILL, www.ill.eu) (*Cadarache Seismic Hazard Integrated Multidisciplinary Assessment*).

COSMOS

Consortium des organisations des systèmes d'observation des mouvements forts aux États-Unis (*Consortium of Organisations for Strong-Motion Observation Systems*), <http://www.cosmos-eq.org/>.

DC

La composante du spectre de Fourier à la fréquence zéro est souvent appelée la composante DC ; "DC" est historiquement un acronyme pour "*Direct Current*".

ESMD

Base de mouvements forts européenne (*European Strong Motion Database*), http://www.isesd.hi.is/ESD_Local/frameset.htm.

F-net

Full range seismograph network introduit à la section 2.2.2.3, <http://www.fnet.bosai.go.jp/top.php>.

FDMA

Agence japonaise de gestion des incendies et des catastrophes (*Fire and Disaster Management Agency*), <http://www.fdma.go.jp/en/>.

FREESIA

Projet de recherche fondamentale sur les séismes et l'intérieur de la Terre au Japon (*Fundamental Research on Earthquakes and Earth'S Interior Anomaly*).

GEM

Projet de modélisation de la sismicité globale (*Global Earthquake Model*), <http://www.globalquakemodel.org/>.

GMPE

Modèle de prédiction empirique du mouvement sismique (*Ground Motion Prediction Equation*), introduit à la section 1.2.1.

Hi-net

High sensitivity seismograph network, <http://www.hinet.bosai.go.jp/>.

INGV

Institut national de géophysique et de volcanologie en Italie (*Instituto Nazionale di Geofisica e Vulcanologia*), <http://www.ingv.it/en/>.

ISESD

Site internet regroupant les données de mouvements forts européennes (*Internet Site for European Strong-motion Data*), http://www.isesd.hi.is/ESD_Local/frameset.htm.

ITACA

Archive accélérométrique italienne (*ITalian ACcelerometric Archive*, Luzzi et al., 2010; Working Group ITACA, 2010).

JMA

Agence japonaise météorologique (*The Japan Meteorological Agency*), <http://www.jma.go.jp/jma/indexe.html>.

K-NET

Kiban Kyoshin network introduit à la section 2.2.2.1, http://www.kyoshin.bosai.go.jp/kyoshin/index_en.html.

KiK-net

Kiban Kyoshin network introduit à la section 2.2.2.2, http://www.kyoshin.bosai.go.jp/kyoshin/index_en.html.

NEHRP

Programme national de réduction de l'aléa sismique aux Etats-Unis (*National Earthquake Hazard Reduction Program*), <http://www.nehrp.gov/>.

NGA

Nouvelle génération de modèles d'atténuation du mouvement sismique aux Etats-Unis (*Next Generation of Ground-Motion Attenuation Models*).

NIED

Institut de recherche national pour les sciences de la Terre et la prévention des catastrophes naturelles au Japon (*National research Institute for Earth Science and Disaster prevention*), <http://www.bosai.go.jp/e/>.

PEER

Centre de recherche en génie parasismique du Pacifique (*Pacific Earthquake Engineering Research Center*), <http://peer.berkeley.edu/>.

PEGASOS

Projet d'analyse probabiliste de l'aléa sismique des sites nucléaires Suisses (*Probabilistische Erdbeben-Gefährdungs-Analyse für KKW-Standorte in der Schweiz*).

PEGASOS Refinement project

Projet d'analyse probabiliste de l'aléa sismique des sites nucléaires Suisses (*Probabilistische Erdbeben-Gefährdungs-Analyse für KKW-Standorte in der Schweiz*).

PSHA

Évaluation de l'aléa sismique probabiliste (*Probabilistic Seismic Hazard Assessment*).

RAP

Réseaux accélérométriques permanents français (Péquegnat *et al.*, 2008), <http://www-rap.obs.ujf-grenoble.fr/>.

SHARE

Projet lié à l'harmonisation de l'estimation de l'aléa sismique en Europe (*Seismic Hazard Harmonization in Europe*), <http://www.share-eu.org/>.

SIG

Système d'informations géographiques.

SIGMA

Programme de recherche sur l'évaluation des mouvements sismiques (*Seismic Ground Motion Assessment*), <http://projet-sigma.com/>.

T-NSMP

Base de données accélérométriques de mouvements forts nationale turque (*Turkish National Strong Motion database*, Akkar *et al.*, 2010), http://kyhdata.deprem.gov.tr/2K/kyhdata_v4.php.

USGS

Centre d'étude géologique des États-Unis (*United-States Geological Survey*), <http://www.usgs.gov/>.

ANNEXES

A	Article Bonilla et al. (2011) : Nonlinear site response evidence of K-NET and KiK-net records from the 2011 off the Pacific coast of Tohoku Earthquake	284
B	Article Beauval et al. (2012) : On the testing of ground-motion prediction equations against small magnitude data	290

- A Article : "Nonlinear site response evidence of K-NET and KiK-net records from the 2011 off the Pacific coast of Tohoku Earthquake", Bonilla, L.F. and Tsuda, K. and Pulido, N. and Régnier, J. and Laurendeau, A., Earth Planets and Space, Vol. 63, 2011

Nonlinear site response evidence of K-NET and KiK-net records from the 2011 off the Pacific coast of Tohoku Earthquake

Luis Fabián Bonilla¹, Kenichi Tsuda², Nelson Pulido³, Julie Régnier⁴, and Aurore Laurendeau⁵

¹Université Paris-Est, IFSTTAR, France

²Shimizu Corporation, Tokyo, Japan

³National Research Institute for Earth Science and Disaster Prevention, Tsukuba, Japan

⁴CETE-Méditerranée, Nice, France

⁵ISTERRE, Grenoble, France

(Received April 7, 2011; Revised May 25, 2011; Accepted June 8, 2011; Online published September 27, 2011)

We analyzed the acceleration time histories recorded by the K-NET and KiK-net stations of the M_w 9 Tohoku Earthquake in order to investigate site response issues related to near-source effects. Time-frequency analysis of K-NET stations in the Miyagi prefecture, closest to the rupture area, show that sites having a $V_{s30} < 400$ m/s present a combination of deamplification at frequencies higher than 5 to 10 Hz and cyclic mobility (high acceleration peaks riding over a low frequency carrier). This suggests strong nonlinear site response at these stations. Furthermore, using KiK-net data we are able to compute borehole transfer functions from the mainshock and events having small PGA values from the local dataset. The ratio between weak-motion and strong-motion borehole transfer functions constitutes an indicator of nonlinear site response. This ratio reveals strong dependence on V_{s30} and shows that widespread nonlinear behavior took place during this large earthquake.

Key words: Site response, cyclic mobility, Tohoku Earthquake, K-NET, KiK-net.

1. Introduction

On the afternoon of March 11th, 2011, an earthquake of magnitude M_w 9 occurred off the Pacific coast of Tohoku, Japan (Japan Meteorological Agency, JMA hereafter, 2011). This event is one of the largest earthquakes in the world that has been well recorded in the near vicinity of the source (NIED, 2011). The estimated fault plane is 500 km along strike in the northeastern part of Japanese mainland and 200 km along dip (Simons *et al.*, 2011). This event brought devastating damages especially by the tsunami that took place after the mainshock. Yet, the recorded ground motions were also very large. One site recorded a JMA intensity value of 7 (maximum value of this scale) and 28 sites recorded values of 6+ (JMA, 2011). The observed PGA values from K-NET and KiK-net also showed large accelerations for many sites (19 sites showed PGA larger than 1 g) and strong motion duration longer than 80 s (time interval between 5% and 95% of the Arias intensity). This event produced a wealth of data showing different types of nonlinear soil behavior, going from traditional high frequency deamplification to liquefaction. These phenomena could be seen on the records of sites at soft soils over a large area along the fault's rupture including Miyagi, Chiba and Tokyo prefectures. For example, Fujikawa (2011) reported that boil sand or liquefaction could be seen for some sites located on soft soil close to Tokyo.

This study shows a preliminary analysis of the recorded data from the M_w 9 Tohoku Earthquake by the K-NET and KiK-net stations to infer nonlinear effects. We first perform time-frequency analysis of the K-NET Miyagi stations, which are the closest to the rupture area, to assess the effect of strong nonlinear effects (cyclic mobility and liquefaction) on the recorded ground motion. Secondly, we assess the mean soil behavior using the KiK-net stations by computing borehole transfer functions (Fourier spectral ratios between the surface and downhole receivers) using weak-motion and strong-motion data, respectively.

2. Data and Analysis

The M_w 9 Tohoku Earthquake is one of the largest events that has been well recorded in the near-field by numerous stations at the surface (e.g. K-NET and KiK-net) and in boreholes (KiK-net). Figure 1(a) shows the K-NET stations located in the Miyagi prefecture, around 40–50 km from the fault's rupture. This figure also points the variability of the ground motion, which is correlated by the V_{s30} beneath each station. We can observe that several stations located on stiff soil ($V_{s30} > 400$ m/s) recorded larger PGA values compared to softer sites. This might be already an indication of nonlinear soil behavior. Indeed, nonlinear soil response is usually characterized by a deamplification of the ground motion at high frequencies as well as a shift of the energy toward low frequencies (Beresnev and Wen, 1996). This can be seen on the transfer function. One station, MYG011, is located on rock ($V_{s30} \approx 1400$ m/s). This station has an almost flat earthquake H/V spectral amplitude (not shown here) indicating that it is a good reference

Copyright © The Society of Geomagnetism and Earth, Planetary and Space Sciences (SGEPSS); The Seismological Society of Japan; The Volcanological Society of Japan; The Geodetic Society of Japan; The Japanese Society for Planetary Sciences; TERRAPUB.

doi:10.5047/eps.2011.06.012

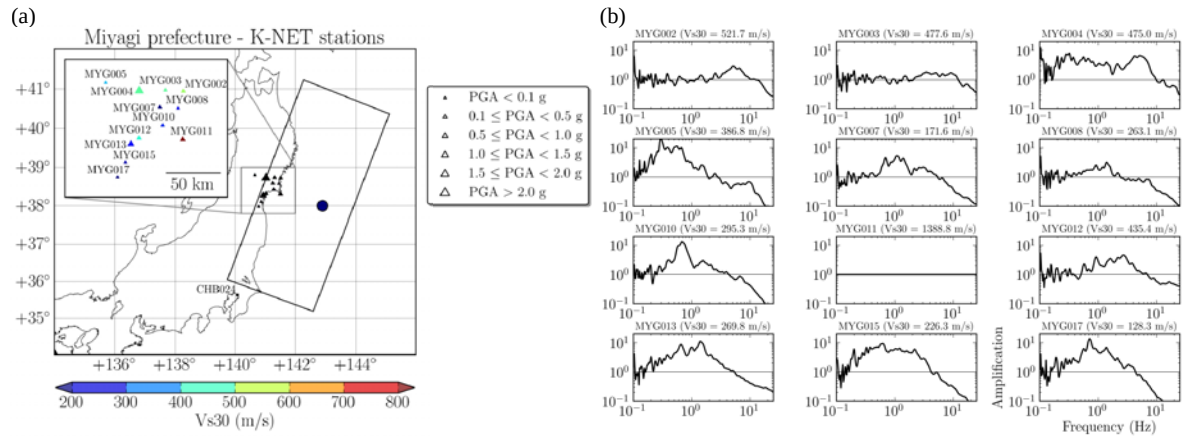


Fig. 1. (a) K-NET stations at the Miyagi prefecture. The black dot represents the epicenter of the mainshock and the rectangle represents the projection of the fault plane on the surface (Simons *et al.*, 2011). The color of stations is related to the V_{s30} of each site and the size is related to the PGA level. Station CHB024 in Chiba, near Tokyo, is also shown. (b) Fourier spectral ratios (geometric mean of horizontal components) of Miyagi stations with respect to MYG011, which is considered the reference site ($V_{s30} = 1400$ m/s). Note the strong deamplification at high frequencies (between 5 and 10 Hz) for sites having V_{s30} below 400 m/s. Furthermore, the amplification at low frequencies (less than 1 Hz) is quite large.

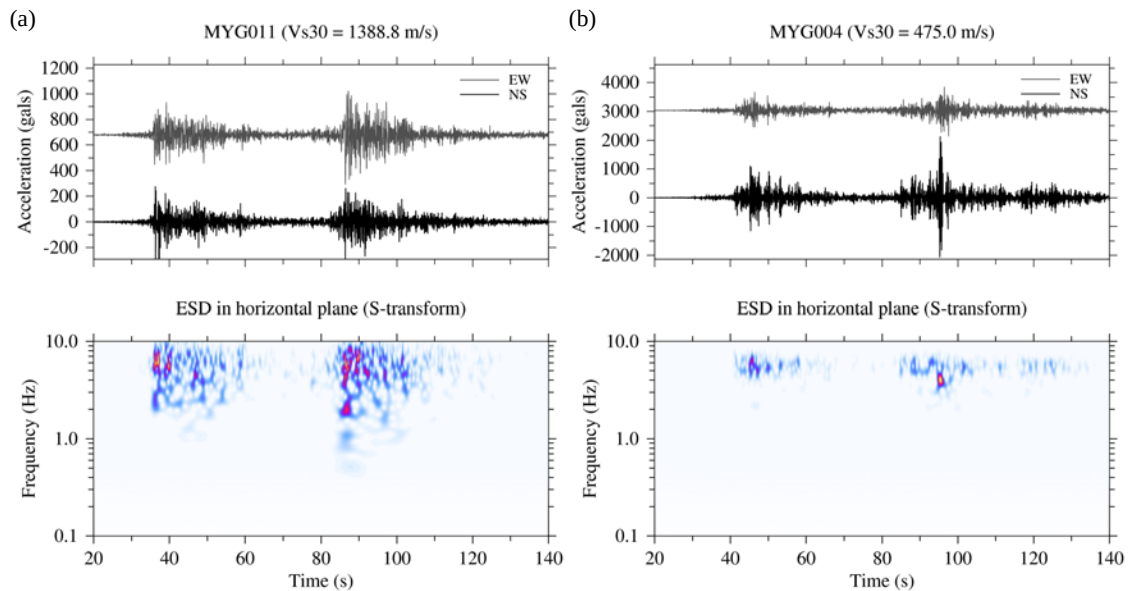


Fig. 2. Time-frequency analysis of the energy spectral density (ESD) of rock (a) and stiff soil sites (b). The former presents a broadband spectral content up to 10 Hz, whereas the latter shows an energy content up to 8 Hz. Note the energy burst at 2 Hz for MYG011 and at 4 Hz for MYG004 during the rupture of the second event in both stations.

site, and making possible to compute site-to-reference spectral ratios (Borcherdt, 1970). Figure 1(b) shows the relative amplifications (geometric mean of both horizontal components) of all Miyagi stations with respect to MYG011. One can observe a strong deamplification of the ground motion above 5 to 8 Hz for stations having $V_{s30} < 400$ m/s. Furthermore, a strong amplification is seen at frequencies lower than 1–2 Hz. Yet, traditional spectral ratios are just an approximation given the close distance to the fault for all sites. Thus, the low frequency amplification may also contain near-source effects, and a linear deconvolution between the source, path, and site effects is difficult in this case. Nonetheless, these results already show an empirical

evidence of nonlinear soil response over a relatively large area.

In addition, some K-NET stations, in the vicinity of the Miyagi prefecture and located on soft to relatively stiff soil ($200 < V_{s30} < 400$ m/s) according to NEHRP site classification (1994), showed large acceleration peak values riding over a low frequency carrier. This has already been shown by Iai *et al.* (1995), Archuleta (1998), and Bonilla *et al.* (2005) as an indicator of soil nonlinearity known as cyclic mobility. Laboratory studies show that the physical mechanism that produces such phenomenon is the dilatant nature of cohesionless soils, which introduces the partial recovery of the shear strength under cyclic loads. This re-

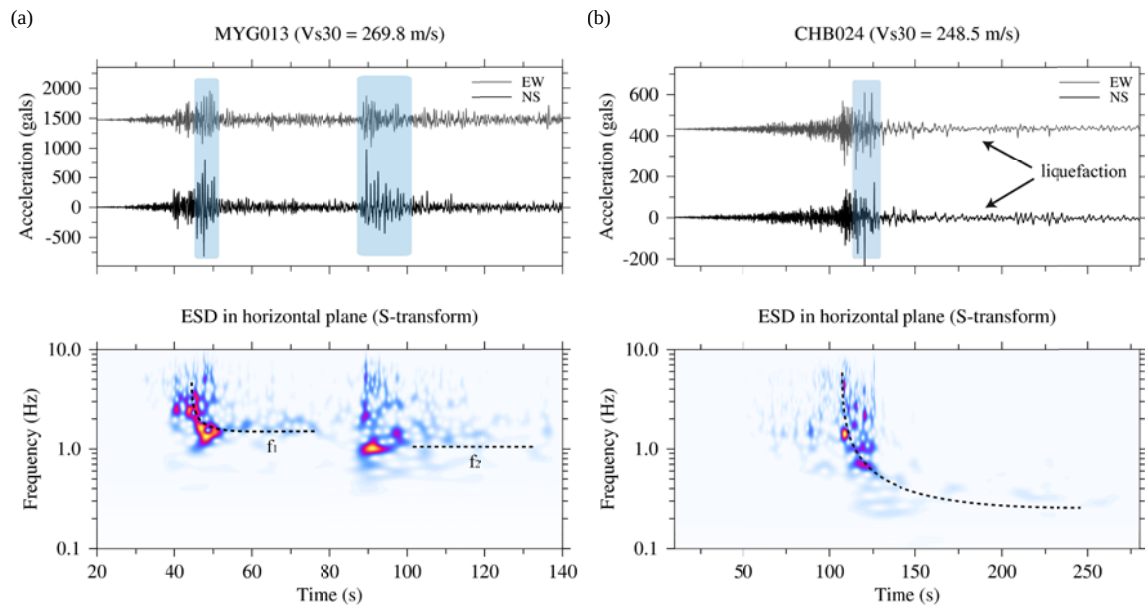


Fig. 3. Time-frequency analysis of the energy spectral density (ESD) of two medium soil sites. (a) Station MYG013 presents acceleration peaks (shaded areas in top panel) typical of cyclic mobility. Concomitantly, there is a shift of energy to lower frequencies after each event's rupture (dashed lines in bottom panel $f_2 < f_1$). (b) Station CHB024 shows only one event, and the signals go through a strong cyclic mobility (shaded area in top panel) and liquefaction. In addition, note the high frequency missing above 0.5 Hz after 125 s in the ESD diagram of this station (dashed line in bottom panel).

covery translates into the ability to produce large deformations followed by large and spiky shear stresses. The spikes observed in the acceleration records are directly related to these periods of dilatancy and generation of pore pressure. In this case, the large values of recorded ground motion are a combination of near-fault and nonlinear site response effects involving fluid mobilization.

In order to see these spectral changes in time, we perform time-frequency analysis of three K-NET stations using the S-transform (Stockwell, 1996). The S-transform allows computing high resolution energy spectral density (ESD) as a function of time. Both components of the horizontal motion are combined into a complex plane before computing the S-transform. In what follows, all figures show the normalized ESD with respect to its maximum value. Figure 2(a) shows the normalized ESD of the rock station, MYG011. One can see that the energy is distributed over all frequencies, up to 10 Hz, for the whole record. Interestingly, at the beginning of the rupture of the second event, a peak of energy is visible at 2 Hz. Conversely, station MYG004 (Fig. 2(b)), which recorded the largest PGA (2.7 g in the NS component), the peak and the related energy is around 4 Hz, and no energy is seen above 8 Hz. This has already been observed in Fig. 1(b), but with the help of the S-transform, we also see that the deamplification of the ground motion above 8 Hz lasts practically during the total duration of the record. Yet, more research is needed to elucidate whether these bursts of energy are source or site related.

Figure 3(a) shows the ESD of station MYG013 located on a relative medium soil ($V_{s30} = 270$ m/s). The acceleration time histories present high frequency spikes riding over a low frequency carrier, which indicates soil cyclic mobility

(Iai *et al.*, 1995; Archuleta, 1998; Bonilla *et al.*, 2005). The presence of cyclic mobility implies fluid mobilization in the soil, but not necessarily liquefaction. One characteristic of this type of signals is the large accelerations (between 0.5 and 1 g) lasting for several seconds. This station shows that cyclic mobility was produced during the two events, around 50 s for the first and between 90 and 105 s for the second (shaded areas in top panel of Fig. 3(a)). Furthermore, the S-transform shows frequency shifts of energy to lower frequencies during each event (dashed lines in bottom panel of Fig. 3(a)). Another striking signal corresponds to the records at station CHB024, in Chiba near Tokyo, located at 40 km from the fault's rupture and shown in Fig. 3(b). This record has only one wave train unlike the other stations in Miyagi prefecture, which is also shown by Simons *et al.* (2011) for records in the southern part of the fault. In addition, around 120 s, there is the characteristic waveform related to cyclic mobility as station MYG013 (shaded area in top panel of Fig. 3(b)). However, after around 125 s, most energy for frequencies higher than 0.5 Hz is missing (dashed line in bottom panel of Fig. 3(b)). Moreover, according to a field survey by Chiba University (Sekiguchi and Nakai, 2011), liquefaction was observed very close to the location of the K-NET station (CHB024), as well as in the surrounding areas in the Mihama-ward, Chiba city.

The second part of this preliminary analysis is the study of the borehole transfer functions using the KiK-net stations. We selected 73 sites for this study for which the recorded PGA at the surface (Euclidean norm of the horizontal components) of the M_w 9 Tohoku Earthquake was higher than 50 gals (no criteria was imposed on the shear wave velocity at the borehole). Once these sites were identified, their linear response was computed using the data

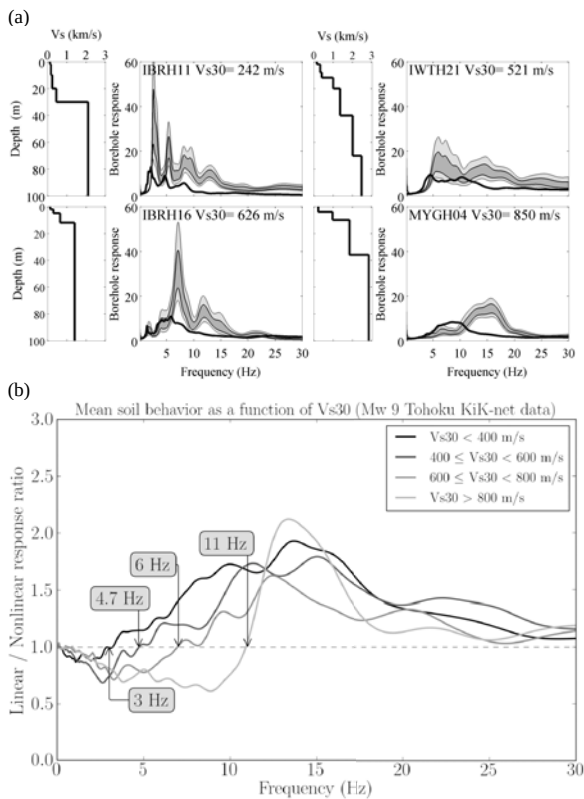


Fig. 4. (a) Example of KiK-net stations where linear borehole response is computed at 68% (dark gray area) and 95% (light gray area) confidence limits. Black line represents the nonlinear borehole response computed using the M_w 9 Tohoku data. (b) average linear-to-nonlinear borehole response ratios for all KiK-net sites for different V_{s30} classes. When this ratio is greater than one means that the soil behaves nonlinear. Note the clear separation among classes and the broadband nonlinear response (3 to 30 Hz) for soils having $V_{s30} < 400$ m/s.

recorded from 1998 to 2009 having PGA's at the surface not exceeding 10 gals. Figure 4(a) shows an example of four KiK-net stations having different V_{s30} values where the linear borehole transfer function is characterized at 68% (dark gray area) and 95% (light gray area) confidence limits. The black line shows the nonlinear borehole transfer function computed using the mainshock. One can see that the mainshock is largely deamplified at high frequencies, and a shift of the predominant frequency to lower values. Furthermore, the frequency at which deamplification increases as the station's V_{s30} increases. For example, station IBRH16 ($V_{s30} = 626$ m/s) deamplifies around 7 Hz; whereas station MYGH04 ($V_{s30} = 850$ m/s) deamplifies around 12 Hz. In order to see the average nonlinear behavior for all KiK-net stations, we followed the same procedure as Field *et al.* (1997), who computed the ratio between linear and nonlinear amplification functions. Thus, if this ratio is larger than one, nonlinear behavior is suspected at a given frequency band. Figure 4(b) shows the mean borehole response ratio as a function of V_{s30} . One can clearly see that nonlinear soil effects increase with decreasing V_{s30} values. This figure indicates a broadband nonlinear behavior for soils having $V_{s30} < 800$ m/s, from 3–6 to 30 Hz. Another striking result is

the presence of nonlinear behavior even at sites having $V_{s30} > 800$ m/s following NEHRP soil classification. A closer analysis of their velocity profiles shows that the first 10 m have a shear wave velocity ranging from 200 to 400 m/s, which may explain these observations. Nonetheless, these are average results only, more studies are needed to assess the uncertainties related to these observations.

3. Conclusions

A preliminary analysis of K-NET and KiK-net records from the M_w 9 Tohoku Earthquake has been performed. The results show that widespread nonlinear site response took place in several K-NET and KiK-net stations. Some of the K-NET stations show signs of pore pressure effects on dilatant soils. These nonlinear effects produce high acceleration peaks (between 0.2 to 1 g) riding a low frequency carrier that lasted several seconds. The analysis of KiK-net stations shows that nonlinear effects correlates well with V_{s30} . The most striking observation is that even sites having $V_{s30} > 800$ m/s were affected at frequencies higher than 11 Hz. They went probably nonlinear due to the presence of a thin layer of about 10 m thick with V_s between 200 and 400 m/s. This event, together with its foreshocks and aftershocks, produced an impressive amount of data that still need to be analyzed. Thus, future studies should include foreshock and aftershock data to complete nonlinear soil behavior at KiK-net stations. In addition, we need to study the relation between lithology and velocity profiles beyond 30 m depth to have a better understanding where nonlinear effects took place. Indeed, this work shows that for sites having $V_{s30} > 800$ m/s, nonlinear effects might be located at shallow depths; but this is not clear for softer soils. Finally, this event shows the need to take into account source, wave propagation and dynamic site characterization in order to better estimate the expected ground motion.

Acknowledgments. We are indebted to the National Research Institute for Earth Science and Disaster Prevention (NIED) in Japan for providing the data for this analysis in spite of all human and technical difficulties they are facing during the earthquake's aftermath. We are also grateful to John Douglas and an anonymous reviewer for their comments that helped to improve this manuscript.

References

- Archuleta, R. J., Direct observation of nonlinear soil response in acceleration time histories, *Seismol. Res. Lett.*, **69**, 149, 1998.
- Beresnev, I. A. and K. L. Wen, Nonlinear site response—a reality?, *Bull. Seismol. Soc. Am.*, **86**, 1964–1978, 1996.
- Bonilla, L. F., R. J. Archuleta, and D. Lavallée, Hysteretic and dilatant behavior of cohesionless soils and their effects on nonlinear site response: Field data observations and modeling, *Bull. Seismol. Soc. Am.*, **95**, 2373–2395, 2005.
- Borcherdt, R. D., Effects of local geology on ground motion near San Francisco Bay, *Bull. Seismol. Soc. Am.*, **60**, 29–61, 1970.
- Field, E. H., P. A. Johnson, I. A. Beresnev, and Y. Zeng, Nonlinear ground-motion amplification by sediments during the 1994 Northridge earthquake, *Nature*, **390**, 599–602, 1997.
- Fujikawa, S., Personal communication, 2011.
- Iai, S., T. Morita, T. Kameoka, Y. Matsunaga, and K. Abiko, Response of a dense sand deposit during 1993 Kushiro-Oki Earthquake, *Soils and Foundations*, **35**, 115–131, 1995.
- Japan Meteorological Agency, <http://www.jma.go.jp/jma/en/2011.Earthquake.html>, 2011.
- National Earthquake Hazards Reduction Program (NEHRP), *Recommended Provisions for Seismic Regulations for New Buildings*, 290 pp,

- Federal Emergency Management Agency Report FEMA 222A, Washington, D.C., 1994.
- National Research Institute for Earth Science and Disaster Prevention (NIED), <http://www3.kyoshin.bosai.go.jp/k-net/topics/TohokuTaiheiy020110311/nied.kyoshin2e.pdf>, 2011.
- Sekiguchi T. and S. Nakai S, Damage investigation around Chiba-city for Tohoku Taiheiy0 earthquake by Nakai Laboratory, Chiba University, <http://pollux.tu.chiba-u.jp/TouhokuEQ2011/Chiba-Mihamaku.110325.pdf>, 2011.
- Simons, M., S. E. Minson, A. Sladen, F. Ortega, J. Jiang, S. E. Owen, L. Meng, J.-P. Ampuero, S. Wei, R. Chu, D. V. Helmberger, H. Kanamori, E. Hetland, A. W. Moore, and F. H. Webb, The 2011 magnitude 9.0 Tohoku-Oki Earthquake: Mosaicking the megathrust from seconds to centuries, *Science*, doi:10.1126/science.1206731, 2011.
- Stockwell, R. G., L. Mansinha, and R. P. Lowe, Localization of the complex spectrum: the S transform, *IEEE Trans. Signal Processing*, **44**, 998–1001, 1996.
-
- L. F. Bonilla (e-mail: fabian.bonilla@ifsttar.fr), K. Tsuda, N. Pulido, J. Régnier, and A. Laurendeau

- B Article : "On the testing of ground-motion prediction equations against small magnitude data", Beauval C., H. Tasan, A. Laurendeau, E. Delavaud, F. Cotton, Ph. Guéguen, and N. Kuehn, (2012). Bull. Seism. Soc. Am., 102 (5), 1994-2007**

On the Testing of Ground-Motion Prediction Equations against Small-Magnitude Data

by Céline Beauval, Hilal Tasan, Aurore Laurendeau, Elise Delavaud,
Fabrice Cotton, Philippe Guéguen, and Nicolas Kuehn

Abstract Ground-motion prediction equations (GMPE) are essential in probabilistic seismic hazard studies for estimating the ground motions generated by the seismic sources. In low-seismicity regions, only weak motions are available during the lifetime of accelerometric networks, and the equations selected for the probabilistic studies are usually models established from foreign data. Although most GMPEs have been developed for magnitudes 5 and above, the minimum magnitude often used in probabilistic studies in low-seismicity regions is smaller. Disaggregations have shown that, at return periods of engineering interest, magnitudes less than 5 may be contributing to the hazard. This paper presents the testing of several GMPEs selected in current international and national probabilistic projects against weak motions recorded in France (191 recordings with source–site distances up to 300 km, $3.8 \leq M_w \leq 4.5$). The method is based on the log-likelihood value proposed by Scherbaum *et al.* (2009). The best-fitting models (approximately $2.5 \leq LLH \leq 3.5$) over the whole frequency range are the Cauzzi and Faccioli (2008), Akkar and Bommer (2010), and Abrahamson and Silva (2008) models. No significant regional variation of ground motions is highlighted, and the magnitude scaling could be the predominant factor in the control of ground-motion amplitudes. Furthermore, we take advantage of a rich Japanese dataset to run tests on randomly selected low-magnitude subsets, and confirm that a dataset of ~ 190 observations, the same size as the French dataset, is large enough to obtain stable LLH estimates. Additionally we perform the tests against larger magnitudes (5–7) from the Japanese dataset. The ranking of models is partially modified, indicating a magnitude scaling effect for some of the models, and showing that extrapolating testing results obtained from low-magnitude ranges to higher magnitude ranges is not straightforward.

Introduction

A probabilistic seismic hazard analysis (PSHA) is usually carried out to establish a national seismic building code. Such analysis relies on the identification of the seismic sources (size, location, and occurrence probability) and the estimation of their capacity to produce ground motions. A ground-motion prediction equation (GMPE) is necessary for estimating the conditional probability that, if the earthquake occurs, a given acceleration threshold can be exceeded at the site of interest. The minimum magnitude used in PSHA studies varies from 5 down to 4, and even lower values in very low-seismicity regions such as Scandinavian countries. Disaggregation studies show that the whole range of magnitudes considered contributes to the PSHA, with the barycenter of the contributions depending on the return period considered and the seismicity level of the region. Beauval *et al.* (2006, 2008) showed that, in the active parts of France, magnitudes

contributing the most for return periods of 475 years are in the interval [5–5.5], but magnitudes in the 4–5 range are also responsible for a nonnegligible contribution to the hazard, even for return periods as large as 10,000 years. Therefore, there is a need for reliable predictions of ground-motion amplitudes over the whole magnitude range.

To develop a robust GMPE, a large accelerometric dataset containing a wide range of magnitudes and source-to-site distances is required. In low-seismicity regions such as France, the bulk of the data consists of low-magnitude recordings ($M_w < 4.5$). Several studies showed that, due to magnitude-scaling problems, equations based on low-magnitude datasets are not able to correctly predict the ground motions of moderate-to-large magnitudes ($M_w \geq 5$; see Youngs *et al.*, 1995; Bommer *et al.*, 2007; Cotton *et al.*, 2008). The solution proposed up to now is to select the GMPEs among published

equations established from strong motions recorded in higher seismicity regions (either global or region-specific models; [Bommer et al., 2010](#)). The large majority of these equations have been developed for magnitude 5 and above ([Douglas, 2011](#)). This is the case for all GMPEs selected within the Seismic Hazard Harmonization in Europe (SHARE) project for application in crustal active regions (see [Delavaud, Cotton, et al., 2012](#)). The main objective of the SHARE project is to provide a seismic hazard model for the Euro-Mediterranean region. In PSHA studies led in low-seismicity regions, the use of models based on allogenous data and developed for $M_w \geq 5$ rely on two assumptions: (1) for the same magnitude and distance, the ground motions produced do not vary much from one shallow active region to the other; (2) the models established from moderate-to-large magnitudes have the ability to predict amplitudes of motions produced by lower magnitudes.

The first assumption, the regional variability of ground motions, is currently a strongly debated issue, mainly due to the current lack of data. The issue will be completely solved only when local models are available in all crustal regions; however, this will not happen in the near future ([Stafford et al., 2007](#)). Some authors believe that ground motions do not vary much regionally, at least for moderate-to-large magnitudes, as long as the same tectonic environment is considered ([Bommer, 2006](#); [Stafford et al., 2007](#)). In fact, all global models based on a database including data from different regions of the world assume that ground motions are not regionally dependent (e.g., The Next Generation Attenuation [NGA] models; [Abrahamson et al., 2008](#)). On the opposite side, some authors have highlighted significant regional dependence (e.g., [Luzi et al., 2006](#), for moderate magnitudes in Italy); however, it is often based on restricted regional datasets. For low magnitudes, different recent publications show statistically significant regional differences in ground motions (e.g., [Bakun and Scotti, 2006](#), based on macroseismic intensities; [Atkinson and Morrison, 2009](#); [Chiou et al., 2010](#)), while others did not evidence such a discrepancy ([Douglas, 2004](#)). [Atkinson and Morrison \(2009\)](#) and [Chiou et al. \(2010\)](#) found that ground-motion amplitudes from small earthquakes in northern California are lower on average than those for southern California. They observed that these differences are no longer significant for magnitudes larger than ~ 6 . The ground motions from smaller earthquakes may be more sensitive to differences in crustal structure or crustal stress states. Because stress drops of small earthquakes appear to be magnitude-dependent, the regional dependence of the average stress drop could result in different ground motions ([Chiou et al., 2010](#)). Besides, as stress is dependent on depth, the focal depth of small-magnitude earthquakes might also play a significant role in the scaling of ground motions.

The second assumption resides in the way the models account for the scaling of ground motions with magnitude. Following the selection criteria of [Bommer et al. \(2010\)](#), a model should include nonlinear scaling of ground-motion amplitudes with magnitude. If the w^{-2} source model is

assumed, the corner period of the spectrum varies with the magnitude, and the scaling law of the source spectrum amplitude becomes a nonlinear function of magnitude ([Fukushima, 1996](#)). The scaling relation of the spectrum amplitude with M_w can be approximated as a quadratic function, and the coefficient of the M^2 term should be negative, implying that the rate of decrease in spectral amplitude with decreasing magnitude is accentuated (e.g., [Zhao et al., 2006](#); [Bindi et al., 2009](#)). However, these constraints on the magnitude scaling do not allow for the extrapolation of GMPEs at the limits or beyond their range of applicability ([Bommer et al., 2007](#)). This limitation might be attributed to different effects: the magnitude scaling of ground motions that decreases with increasing magnitude, the stronger decay of small-magnitude motions with respect to larger-magnitude motions, and/or the scaling of the stress drop with magnitude ([Cotton et al., 2008](#); [Atkinson and Boore, 2011](#)). In the NGA models, authors proposed more complex magnitude scaling (e.g., bilinear and trilinear), but still these equations derived from larger-magnitude earthquake recordings can overestimate the ground motions produced by smaller-magnitude events ([Atkinson and Morrison, 2009](#)). [Bommer et al. \(2007\)](#) concluded that for modeling the magnitude scaling over an extended range, this scaling could be linear at low magnitudes and then allow for a quadratic fall-off in slope in the upper range. They are currently working to understand which approach would be the best. [Chiou et al. \(2010\)](#) and [Atkinson and Boore \(2011\)](#) provided an update of their NGA models extended to lower magnitudes (down to 3.0) based on data from western North America (median amplitudes are updated for three frequencies). It is not known yet if these modified models are predicting correctly low-magnitude ground motions elsewhere.

Purposes of the Study

In the short term, except for these two models previously mentioned in this paper, reliable equations for predicting ground-motion amplitudes from very low to large magnitudes do not exist. Therefore, the purpose of the present study is to test the models selected in the SHARE project on the low-magnitude dataset available for the French Accelerometric Network. The first aim is to evaluate how these models perform on low-magnitude ground motions (M 4–5) in a magnitude range that contributes to PSHA estimates obtained in this region. The second aim is to analyze the results in terms of regional variability of ground motions, keeping in mind that the interpretation will be limited as both aforementioned problems (magnitude scaling and regional variation) play a role and cannot be analyzed separately.

The first testing of GMPEs against weak motions recorded in active regions of Western Europe, using a reproducible technique, was proposed by [Scherbaum et al. \(2004\)](#) and applied in two subsequent studies ([Drouet et al., 2007](#); [Hinterberger et al., 2007](#)). [Scherbaum et al. \(2004\)](#) proposed a likelihood-based technique to rank models according to their fit to observed data, through a categorization scheme. They

illustrated the method on the records of a unique event, the Saint Dié earthquake (22 February 2003, M_w 4.5 according to Drouet *et al.*, 2010), at 13 rock stations. Hintersberger *et al.* (2007) performed an update of this study, using the same method applied on acceleration records from five earthquakes (M_w 3.6–5.1) in the border region of Germany, France, and Switzerland, resulting in a dataset of 61 records with distances up to 300 km. Drouet *et al.* (2007) used 15 accelerometric records obtained in the Pyrenees from three earthquakes (M_w 3.7, 3.7, and 3.9). In these studies, roughly the same set of GMPEs was tested, recordings at rock stations were considered, and all frequencies available were mixed in the testing. The resulting best-fitting GMPEs were models derived from different tectonic contexts: Europe, the western United States, and Japan. Therefore, these previous studies did not highlight regional variations of ground motions, but the results were interpreted with great caution, as the datasets were quite restricted. They posed the problem of testing GMPEs derived from earthquakes with larger magnitudes than available in the datasets. The current study includes the dataset from Drouet *et al.* (2007), as well as part of the accelerometric data used in Scherbaum *et al.* (2004) and Hintersberger *et al.* (2007). GMPEs have evolved a lot, and in the following none of the GMPEs tested in these previous studies will be used as they all have been superseded.

The method chosen here for quantifying the goodness-of-fit of a GMPE to a dataset is the Scherbaum *et al.* (2009) technique (detailed in Method for Testing GMPEs against Observations). This method is new and has not been widely applied yet, and hence we propose synthetic tests to evaluate the meaning of the LLH value reflecting the fit between a model and the data. Another issue that is not clear yet is the minimum number of data required for the Scherbaum *et al.* (2009) method to yield stable results. When applying the technique on a given dataset, we have no argument for stating that the results are independent of the sample or can be considered as representative of the region in this magnitude range. Therefore, in the last part of the paper, we take advantage of a Japanese dataset to propose an answer to this question. As the Japanese dataset extends over a wide magnitude range, the question of the magnitude scaling is also addressed by comparing results obtained from low and moderate-to-large magnitude datasets.

Method for Testing GMPEs against Observations

The recent method introduced by Scherbaum *et al.* (2009) is chosen for testing the models against the data. Scherbaum *et al.* (2009) provides a ranking criterion based on information theory (see the original paper for a detailed description of the theory behind it). This technique is based on the probability for an observed ground motion to be realized under the hypothesis that a model is true. It provides one value, the negative average log-likelihood LLH (Delavaud *et al.*, 2009), that reflects the fit between the data and model:

$$LLH = -\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \log_2(g(x_i)), \quad (1)$$

with N the number of observations x_i , and g the probability density function (PDF) predicted by the GMPE (normal distribution). The ranking of models according to their fit to the data is then straightforward. In theory, it can be applied to whatever amounts of data are available, but the results are expected to be more stable if the testing is performed on a large dataset. A small LLH indicates that the candidate model is close to the model that has generated the data, while a large LLH corresponds to a model that is less likely to have generated the data.

We propose to take advantage of synthetic data to understand the meaning of the LLH value (Fig. 1). In this respect, we step back from the information theory perspective and simply concentrate on the calculated LLH values. Synthetic datasets are generated from an original Gaussian distribution, and distributions with modified characteristics (in terms of mean and sigma) are tested against these synthetic datasets. Results are displayed with an increasing number of synthetic data (generated and tested), generating a new random dataset for each run so that the stability of the results can be verified. If testing the same distribution on the simulated dataset, mean LLH values obtained are close to 1.4–1.5. Then, if testing distributions that differ from the original one, mean LLH values are higher. For a distribution with a mean equal to the original mean plus one sigma, or a sigma twice the original sigma, LLH values are around 2.0 (both distributions are roughly providing the same fit to the data). In the worst case considered in this example, the tested distribution has a mean equal to the original mean plus 2.5 sigma, and a sigma equal to 0.8 times the original sigma, producing mean LLH values as high as 9–10. These synthetic tests give us an idea of the LLH value to expect, depending on the distribution of the observations with respect to the model. In addition, these simulations also yield a rough idea of the minimum number of observations required for obtaining a stable mean LLH. Based on the results in Figure 1, mean LLH values are reached from ~40 observations and higher. However, here the synthetic dataset is perfectly distributed according to a normal distribution, which is not true in the real cases. Hence, 40 observations must be considered as the minimum, and more tests must be performed on different observation datasets to clearly define this minimum number of data.

GMPEs Best Adapted to the French Weak-Motion Data

Description of the Data

The French Accelerometric Network (Réseau Accélérométrique Permanent, RAP; Fig. 2) has been operating for roughly 15 years, with more and more stations installed since 1996 (Péquegnat *et al.*, 2008). Only earthquakes recorded in metropolitan France will be taken into account here

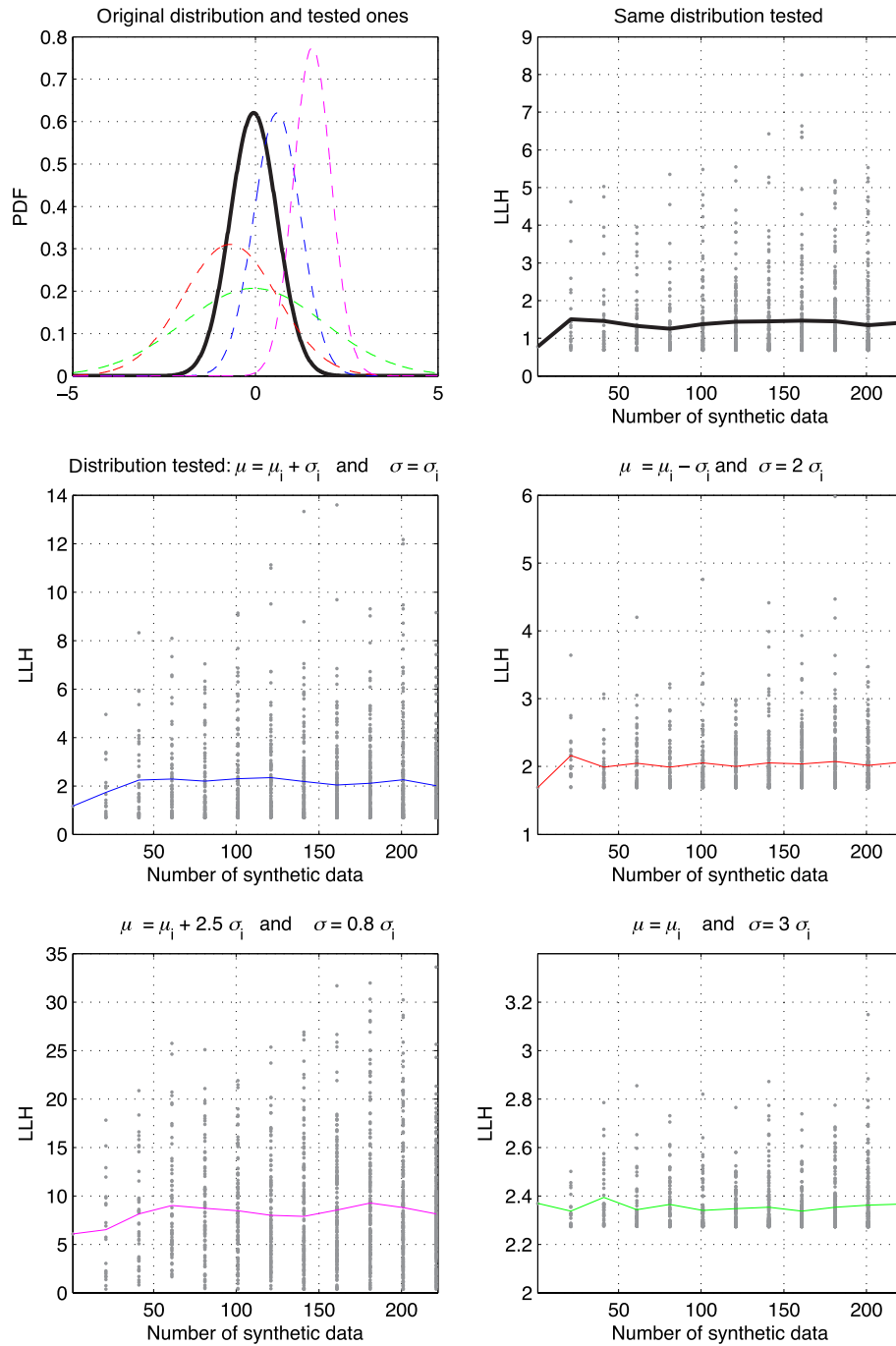


Figure 1. Synthetic data simulation to evaluate the meaning of LLH values. Upper left: the original distribution (black) and the distributions that are tested. The original distribution (μ_i, σ_i) corresponds to the ground motion predicted by the [Akkar and Bommer \(2010\)](#) model for a magnitude M_w 4 at $R_{JB} = 40$ km (natural logarithm of peak ground acceleration [PGA] in $m \cdot s^{-2}$). In the five other graphs, a candidate distribution is tested against a dataset generated from the original distribution. The mean and sigma of the candidate distribution are displayed in the title of each graph. The synthetic dataset is increased step by step (from 1 to 221 samples; the whole sample is randomly generated at each step). Individual LLH (gray points) and mean LLH values (solid line) are computed for each run. The color version of this figure is available only in the electronic edition.

(a separate study would be required for earthquakes belonging to the tectonic context of the French Antilles). The RAP stations are dial-up or continuous recording stations. They consist of one three-component broadband accelerometric sensor (kinematic episensors, except for some of the oldest stations having Guralp CMG5). They are connected to a 24-bit three-component digitizer sampling at 125 Hz. The full scale of the channel corresponds to $\pm 1g$ for all of the stations used in this paper. The useful frequency band is 0–50 Hz. Only offset correction is applied to the data without any additional filtering. The data used in this paper have been visually cleaned by checking the signal-to-noise ratio and the time accuracy on the three components.

Using only high-quality accelerograms, a total of 16 events with moment magnitudes between 3.8 and 4.5 are available (Figs. 2 and 3; Table 1). These earthquakes belong to the seismically active parts of France (Pyrenees, Alps, and Lower Rhine Embayment), which have been classified as active shallow crustal regions in Delavaud, Cotton, *et al.* (2012). Most of the GMPEs will be tested outside their validity range, but to limit the extrapolation below their minimum magnitude bound, moment magnitudes considered here are greater than or equal to M_w 3.8. Only a selection of the available M_w 3.8 events is included in this study (the events with the greatest number of recordings). Thus, GMPEs are tested against a dataset that is roughly homogeneously distributed in terms of magnitude, and the results are not influenced by the presence of more low magnitudes than larger ones (Fig. 3). The level of knowledge of the site conditions in the French Accelerometric Network varies greatly from one station to another. Sites are classified according to the four ground categories defined in the current Eurocode 8

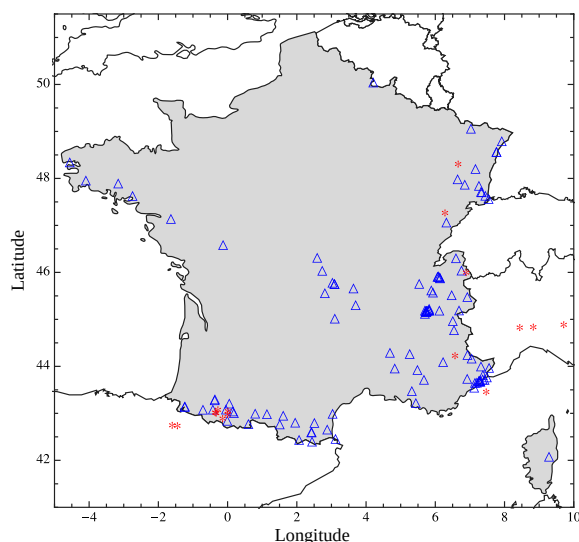


Figure 2. Location of earthquakes considered in the study (stars; see Table 1) and stations of the French Accelerometric Network RAP (triangles). The color version of this figure is available only in the electronic edition.

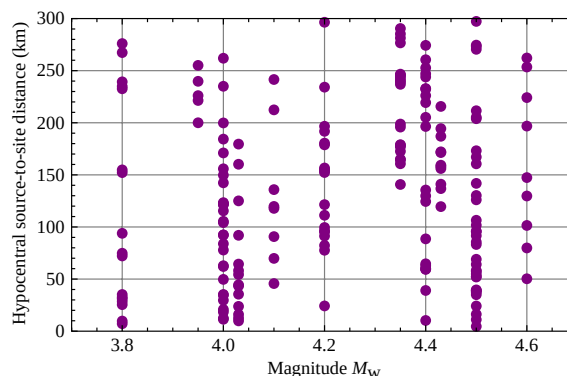


Figure 3. Distribution of the data used in this study, in terms of source-to-site distance and magnitude M_w (191 recordings in total; see Table 1). The color version of this figure is available only in the electronic edition.

(2004). At some sites, some geophysical and geological studies have been conducted. For the sites with a medium-to-high confidence level in the estimation of the shear-wave velocity in the top 30 m, the estimated V_{S30} has been used. Elsewhere, for the NGA models relying on V_{S30} , a mean V_{S30} value corresponding to the Eurocode 8 class has been used (1000, 600, 250, and 100 m/s for A, B, C, and D, respectively). We refer the reader to the Régnier *et al.* (2010) report for a detailed study on the site conditions of the accelerometric stations. Considering source–site distances of up to 300 km, a total of 191 recordings are obtained (Table 1). As the considered magnitudes are small, the size and extension of the fault planes have negligible impact on the calculation of the different distance measures. Moment magnitudes are available for 12 out of 16 events (Drouet *et al.*, 2010). For the 4 remaining events, a magnitude correlation is applied (Drouet *et al.*, 2010). Focal mechanisms are known for 12 out of the 16 events (Table 1). However, the influence of the style of faulting is unlikely to be significant for small events that can be approximated by point sources for most recording locations.

Description of the GMPEs Considered

Several recent models have been selected for testing the accelerometric dataset (Table 2; Fig. 4), although more than 180 equations are listed in Douglas (2011) for elastic response spectral ordinates. This short list consists of equations developed for active shallow crustal regions, in terms of moment magnitude and including a nonlinear magnitude scaling term (except for Cauzzi and Faccioli, 2008). The Zhao *et al.* (2006), Cauzzi and Faccioli (2008), Chiou and Youngs (2008), and Akkar and Bommer (2010) models have been selected within the SHARE project for application in shallow crustal regions (see Delavaud, Cotton, *et al.*, 2012, for a detailed description of the selection process). Here, two more NGA models often considered in current engineering seismology projects are tested, in particular, Abrahamson

Table 1
Description of the Earthquakes and Corresponding Recordings Used in This Study

Event Dates (dd/mm/yyyy)	M_w	Mech.*	Longitude (°)	Latitude (°)	Depth (km)	Number of Stations		Reference Coordinates	Reference Mechanism
						≤300 km	≤200 km		
31/10/1997	4	U	6.57	44.26	2	11	10	Drouet <i>et al.</i> (2010)	No reference
21/08/2000	4.4 [†]	U	8.44	44.86	10	11	11	RéNaSS	No reference
25/02/2001	4.5 [‡]	R	7.47	43.49	14	5	5	(BCSF) 2001 [§]	BCSF (2001) [§]
16/05/2002	4	N	-0.143	42.922	9.5	9	9	Drouet <i>et al.</i> (2010)	Chevrot <i>et al.</i> (2011)
11/02/2002	3.8	N	-0.33	43.04	5	5	5	Drouet <i>et al.</i> (2010)	Chevrot <i>et al.</i> (2011)
12/12/2002	4	N	-0.28	43.11	10	9	7	Drouet <i>et al.</i> (2010)	Chevrot <i>et al.</i> (2011)
21/01/2003	3.8	N	-0.36	43.05	10	12	7	Drouet <i>et al.</i> (2010)	Chevrot <i>et al.</i> (2011)
22/02/2003	4.5	N	6.66	48.34	10	13	9	Drouet <i>et al.</i> (2010)	BCSF (2003) [§]
11/04/2003	4.3 [†]	U	8.97	44.81	5	21	10	RéNaSS	No reference
23/02/2004	4.2	SS	6.28	47.3	10	19	17	Drouet <i>et al.</i> (2010)	BCSF (2004) [§]
18/09/2004	4.6	N	-1.6	42.78	2	9	6	Drouet <i>et al.</i> (2010)	Chevrot <i>et al.</i> (2011)
30/09/2004	4.1	N	-1.45	42.77	10	8	6	Drouet <i>et al.</i> (2010)	Chevrot <i>et al.</i> (2011)
08/09/2005	4.4	SS	6.87	46.01	10	22	12	Drouet <i>et al.</i> (2010)	RAP (2005)
17/11/2006	4.5	N	0.01	43.08	9.7	18	15	Drouet <i>et al.</i> (2010)	Sylvander <i>et al.</i> (2008)
30/07/2007	4.0 [†]	U	9.71	44.92	10	5	0	RéNaSS	No reference
15/11/2007	4.0 [†]	N	0.0	43.01	8	14	14	BCSF (2008) [§]	BCSF (2008) [§]

Magnitudes have all been calculated by Drouet *et al.* (2010), except when specified.

*Mech., mechanism; SS, strike slip; N, normal; R, reverse; U, unknown; BCSF, Bureau Central Sismologique Français.

[†]Calculated from the RéNaSS local magnitude using the Drouet *et al.* (2010) M_w - M_L correlation (RéNaSS stands for the Réseau National de Surveillance Sismique).

[‡]Moment magnitude from ETH-Zurich.

[§]Bureau Central Sismologique Français.

and Silva (2008) and Boore and Atkinson (2008), as well as the new Chiou *et al.* (2010) equation extended to lower magnitudes. Furthermore, the Bindi *et al.* (2009) model, which showed to predict well the SHARE strong-motion dataset (Delavaud, Cotton, *et al.* 2012), is also considered.

Akkar and Bommer (2010) have developed a pan-European equation, predicting the geometrical mean of horizontal pseudospectral accelerations for magnitudes ranging from 5 to 7.6, at distances up to 100 km (Joyner and Boore distance). The spectral period range is 0.05–3 s. The generating dataset covers several countries in Europe and the Middle East, from moderate to high seismicity.

The Cauzzi and Faccioli (2008) model predicts geometrical mean of accelerations for magnitudes ranging from 5 to 7.2, at distances up to 150 km (hypocentral distance). The spectral period range is 0.05–20 s. Such long periods are crucial for the prediction of ground motions for bridges and tall buildings. This equation was initially developed for application in Italy, but it is based on a worldwide crustal earthquake dataset. A large part of this dataset (~80%) comes from the Japanese K-NET strong-motion network (see the Data and Resources section), and 5% comes from Europe and Turkey. The model handles two definitions for the site conditions: either directly using V_{s30} as the predictor variable or using the Eurocode 8 ground categories (Eurocode 8, 2004). This model has one limitation as it is defined for hypocentral distances larger than 15 km.

NGA models (Abrahamson *et al.*, 2008) have been developed from a worldwide dataset (including events from the

Euro-Mediterranean region) for predicting ground motions in the western United States, at distances up to 200 km and for spectral periods ranging from 0.01 to 10 s. Analytical models based on numerical simulations are included, providing constraints on the ground-motion scaling outside the range well constrained by the empirical data. Here, three of these models are considered. The Abrahamson and Silva (2008) and Boore and Atkinson (2008) equations apply for magnitudes greater than or equal to five. The Chiou and Youngs (2008) model is in theory applicable for magnitudes greater than or equal to four. These NGA models require some predictor variables that are not known for the French accelerometric stations and that must be estimated: depth-to-top of rupture and depth to the 1-km/s shear-wave velocity horizon. The Boore and Atkinson (2008) model uses the smallest number of predictor variables of the NGA models. All NGA models predict site response on the basis of the average shear-wave velocity in the top 30 m.

The Chiou *et al.* (2010) model has been developed for comparing weak ground motions between California and other active tectonic regions. For now, coefficients are available for three periods (peak ground acceleration [PGA], 1 s, and 0.3 s). The equation was developed for small-to-moderate shallow crustal earthquakes ($3 < M < 5.5$) for distances up to 200 km, and has been derived from Californian data. The specific goal of the authors is “to provide an empirical model that can be confidently used in the investigation of ground-motion difference between California and other active tectonic regions [...] where the bulk of ground-motion data from

Table 2
Ground-Motion Prediction Equations Used in This Study

GMPE Reference	GMPE Abbreviation	Magnitude Validity Bounds	Frequency Range (Hz)	Max. Source–Site Distance (km)*	Region of the Generating Dataset
Bindi <i>et al.</i> (2009)	B2009	4.0–6.9	0.5–33.33	100 (R_{JB})	Italy
Cauzzi and Faccioli (2008)	CF2008	5.0–7.2	0.05–20.0	150 (R_{HYP})	K-NET + worldwide
Kanno <i>et al.</i> (2006)	Ketal06	5.2–8.2	0.2–20.0	300 (R_{RUP})	Japan (depth < 30 km)
Chiou and Youngs (2008)	CY2008	4.0–8.0	0.1–100.0	200 (R_{RUP})	Worldwide
Chiou <i>et al.</i> , 2010 (central)	Ccentral	3.0–5.5	PGA, 3.3, 1	200 (R_{RUP})	Central California
Chiou <i>et al.</i> , 2010 (southern)	Csouth	3.0–5.5	PGA, 3.3, 1	200 (R_{RUP})	Southern California
Cotton <i>et al.</i> (2008)	Cetal08	4.1–7.3	0.3–100.0	100 (R_{RUP})	Japan
Zhao <i>et al.</i> (2006)	Z2006	5.0–7.3	0.2–20.0	300 (R_{RUP})	Japan
Boore and Atkinson (2008)	BA2008	5.0–8.0	0.1–100.0	200 (R_{JB})	Worldwide
Abrahamson and Silva (2008)	AS2008	5.0–8.5	0.1–100.0	200 (R_{RUP})	Worldwide
Akkar and Bommer (2010)	AB2010	5.0–7.6	0.33–20.0	100 (R_{JB})	Europe + Middle East

*JB, Joyner and Boore distance; HYP, hypocentral distance; RUP, rupture distance.

shallow crustal earthquakes is in the small-to-moderate magnitude range” (Chiou *et al.*, 2010, p. 1). Both the equations for southern California and central California will be tested.

Bindi *et al.* (2009) is an equation derived from Italian data only. The generating dataset is made up of magnitudes from 4.0 to 6.9 recorded at distances up to 100 km. The spectral period range is 0.03–2 s.

Zhao *et al.* (2006) is aimed at predicting ground motions in Japan. The dataset contains distances up to 300 km and magnitudes between 5 and 7.3 (crustal earthquakes). The spectral period range is 0.05–5 s. Most of the data have been recorded in Japan, except for a few overseas events providing short source distance recordings.

measure is different from one model to the other; for example, some models use the Joyner and Boore distance measure (which is measured horizontally on the surface; e.g., Boore and Atkinson, 2008), while others are based on the rupture distance (closest distance to the rupture plane). Each model is applied with its native distance measure. The Beyer and Bommer (2006) conversions are used to take into account different definitions in the horizontal component (geometrical mean, etc.). The NGA models predict site response on the basis of the average shear-wave velocity over the top 30 m (V_{S30}), whereas European equations take into account three generic site classes: rock, stiff soil, and soft soil (corresponding to shear-wave velocity intervals; Eurocode, 2004).

Parameter Compatibility Issue

All GMPEs considered in this study use the moment magnitude scale to characterize earthquake size. The distance

Results

The equations are tested against the homogeneous dataset described previously in this paper. Although most models

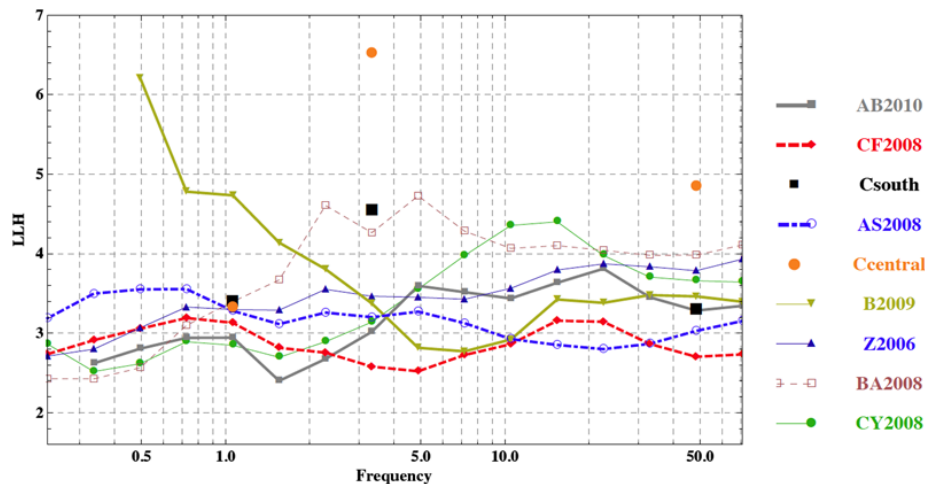


Figure 4. Quantifying the fit between observed spectral accelerations (French accelerometric data, Fig. 2) and corresponding predictions provided by a list of GMPEs; the LLH value versus frequency is shown. See Table 2 for the GMPE abbreviations. Note that Chiou *et al.* (2010; Ccentral and Csouth) is defined only for three frequencies (1.33 Hz, and PGA); the results at PGA have been positioned at 50 Hz for graphical reasons. The color version of this figure is available only in the electronic edition.

have been developed for maximum distances varying from 100 to 200 km (Table 2), distances as far as 300 km are taken into account to ensure a minimum number of data (191 recordings). In a second step, the same calculations are performed on a reduced dataset selecting distances up to 200 km (143 recordings) to confirm that the results remain stable. As shown in Figure 4, all LLH values are roughly between 2.5 and 4.5. The synthetic tests showed that a perfect fit would yield $LLH = 1.4\text{--}1.5$ (Fig. 1, see [Method for Testing GMPEs against Observations](#)). Three models yield the lowest and most stable LLH values over the whole frequency range: [Cauzzi and Faccioli \(2008, CF2008\)](#), [Akkar and Bommer \(2010, AB2010\)](#), and [Abrahamson and Silva \(2008, AS2008\)](#). These three equations result in LLH values ranging from 2.5 to 3.5. The [Zhao et al. \(2006; Z2006\)](#) GMPE is not included in this best-fitting GMPE short list; compared to the three models mentioned previously in this paper, this GMPE yields slightly higher LLH on average over the whole frequency range. The [Abrahamson and Silva \(2008\)](#) model requires some parameters describing the site and the source, which are not well constrained (depth-to-top of rupture, fault dip, and down-dip rupture width) or not available (the depth to $V_S = 1000$ m/s). We performed sensitivity studies on these parameters, and we observed that, if using a reasonable (but still wide) range of values, there is very little impact (if any) on the LLH obtained. This might be due to the low magnitudes involved and the source–site distances available. Sensitivity tests performed for the [Chiou and Youngs \(2008\)](#) NGA model and the [Chiou et al. \(2010\)](#) model led to the same conclusions.

Some models show a good ability to predict the observations only for part of the frequency range. The [Chiou and Youngs \(2008\)](#) model performs roughly well only for low frequencies (< 3 Hz). Conversely, the [Bindi et al. \(2009\)](#) model predicts observations correctly only for higher frequencies, larger than ~ 3 Hz. These results highlight the need to test GMPEs as a function of spectral frequency. If mixing frequencies, a mean LLH value would be obtained that would not reflect correctly the goodness-of-fit of the model to the data. [Delavaud et al. \(2009\)](#) also observed a strong dependence with frequency while applying the LLH-based method on Californian data. It is interesting to observe that, if considering the results at 1 Hz, except for the [Bindi et al. \(2009\)](#) model, the LLH values are all concentrated in a narrow interval (2.9–3.3). For this frequency, the models' performances are comparable.

The [Chiou et al. \(2010\)](#) model, derived specifically for predicting ground motions for magnitudes less than 5.5, consists of two sets of coefficients each for central and southern California. The LLH values at 0.3 s and the PGA are very high using the coefficients for central California (6.5 at 0.3 s, and ~ 5 at the PGA). The equation for southern California fits the data well at 1 Hz and at the PGA, but it yields a higher LLH value than the rest of the models for the period 0.3 s. Low-magnitude ground motions in California might not be similar to low-magnitude ground motions in our target region.

However, this result must be taken with caution, as only three frequencies are available for comparison ([Chiou et al., 2010](#)).

Furthermore, to visualize the fit between the data and the predictions, a more classical technique is to display the residuals. The residual is the difference between the prediction and the observation in terms of the logarithm, normalized by the sigma of the model. Some residuals are displayed in Figures 5–8 to illustrate the fit for two of the best-fitting models (CF2008, Fig. 5; AB2010, Fig. 8) and for two of the models predicting higher LLH values (AB2008, Fig. 6; [Zhao et al., 2006; Z2006](#), Fig. 7). These histograms provide complementary insights on the fit between the models and data. They show that the observations are characterized by a higher variability than the predicted distributions, which is expected as motions from small earthquakes have proved to be more variable than motions from larger earthquakes (e.g., [Youngs et al., 1995](#)). The origin of this aleatory variability has not been identified yet (either a true physically based uncertainty or an uncertainty due to metadata; [Bommer et al., 2007](#)). Besides, whenever the median of observations does not fit the median of predictions, the models are overpredicting the amplitudes (e.g., Fig. 6 displays the results for the [Boore and Atkinson, 2008](#), model). This observation is also expected based on past studies (e.g., [Bommer et al., 2007](#)). Residual histograms are shown for varying maximum distances (300, 200, and 100 km). If we reduce the maximum distance to 200 km or consider only rock stations (and thus reduce the uncertainty on the site conditions), the ranking obtained for GMPEs remains stable. For 100 km, we believe that there is not enough data to derive reliable conclusions.

The equations that best fit the French accelerometric weak-motion dataset have been highlighted. Two models selected within the SHARE project for crustal regions fit the data reasonably well (CF2008; AB2010). No significant regional variation of ground motions is highlighted, and the magnitude scaling could be the predominant factor in the control of ground-motion amplitudes. However, clear explanations for the relative good performance of these models are not straightforward. These GMPEs are imported models, and they are applied at magnitudes lower than their minimum magnitude validity limits. The two other models selected in the SHARE project, [Zhao et al. \(2006\)](#) and [Boore and Atkinson \(2008\)](#), slightly overestimate the data, which is consistent with many recent studies (e.g., [Cotton et al., 2008](#)). One question that is naturally raised is whether the ranking deduced from these low-magnitude motions would hold if moderate magnitudes were available. However, at this stage, we have no argument to assert that, if available, stronger ground motions would also match these GMPEs. In the following, we make use of a Japanese dataset to tackle some of the unresolved questions that appeared during the testing on the weak-motion accelerometric dataset.

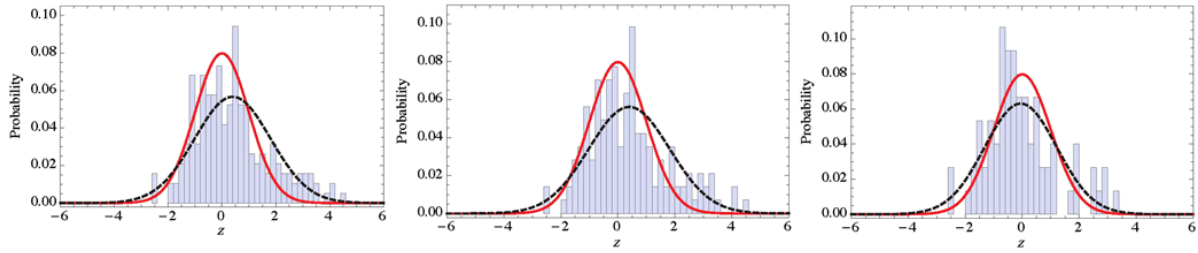


Figure 5. Histogram of the residuals superimposed on the standard normal distribution representing the [Cauzzi and Faccioli \(2008\)](#) model, using the French accelerometric subset described in the text, at 3.3 Hz. A residual z corresponds to $[\text{Log}(\text{observation}) - \text{Log}(\text{prediction})]/\sigma$. The Gaussian with mean and sigma calculated from the residuals is superimposed on the histogram (dashed curve). From left to right: the maximum distances considered are 300, 200, and 100 km (corresponding to $\text{LLH} = 2.58, 2.60, 2.18$). The numbers of data decrease accordingly: 191, 143, and 75 recordings. The color version of this figure is available only in the electronic edition.

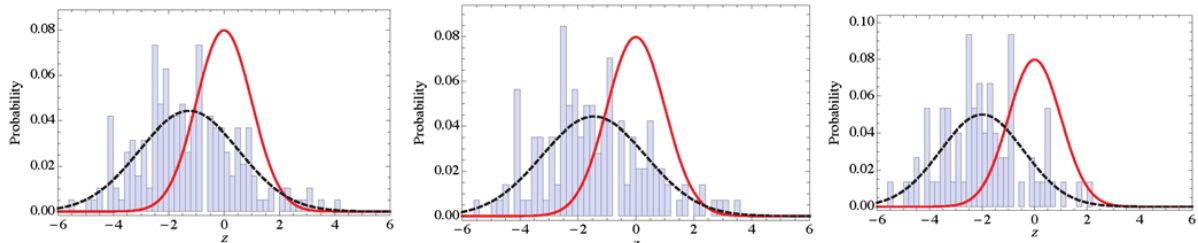


Figure 6. See the caption of Figure 5. In this case, the model tested is [Boore and Atkinson \(2008\)](#) at 2 Hz. From left to right: the maximum distances considered are 300, 200, and 100 km (corresponding to $\text{LLH} = 4.13, 4.48, 5.35$). The color version of this figure is available only in the electronic edition.

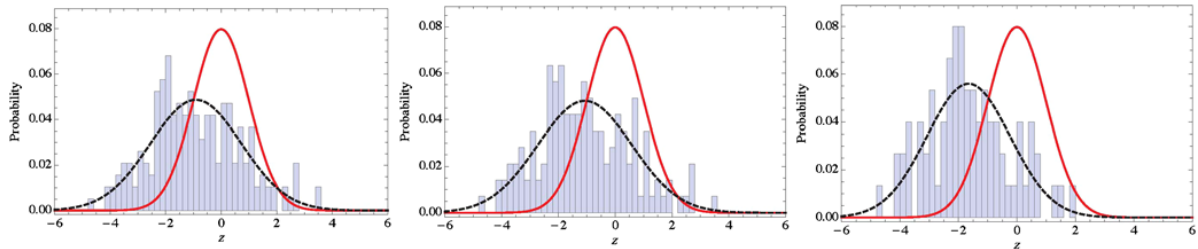


Figure 7. See caption of Figure 5. In this case, the model tested is [Zhao et al. \(2006\)](#) at 2 Hz. From left to right: the maximum distances considered are 300, 200, and 100 km (corresponding to $\text{LLH} = 3.4, 3.68, 4.3$). The color version of this figure is available only in the electronic edition.

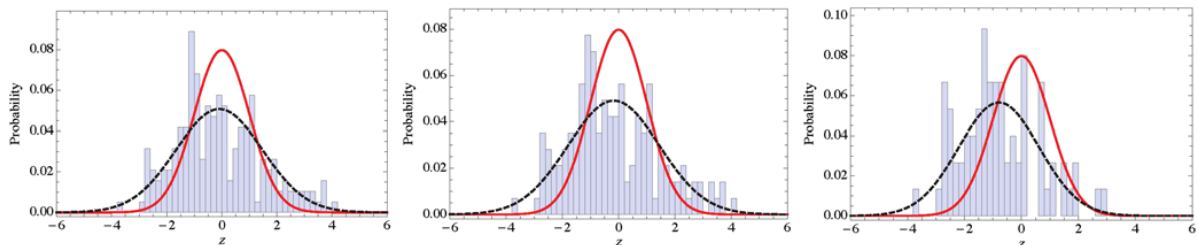


Figure 8. See caption of Figure 5. In this case, the model tested is [Akkar and Bommer \(2010\)](#) at 2.3 Hz. From left to right: the maximum distances considered are 300, 200, and 100 km (corresponding to $\text{LLH} = 2.68, 2.8, 2.76$). The color version of this figure is available only in the electronic edition.

Testing Predictions and Observations on the Japanese Data

The rich Japanese dataset contains both weak and strong ground motions, corresponding to a wide magnitude range. The KiK-net and K-NET network recordings have been collected up to the end of 2009 (Laurendeau *et al.*, 2011). Only events characterized in the F-net catalog are selected in order to have consistent metaparameters (M_w , hypocenter location, focal depth, and rake angle). Besides, the data subset used in this study includes only crustal events (focal depth ≤ 25 km and excluding offshore events on the subduction side) and rock sites ($V_{S30} \geq 500$ m/s, with V_{S30} deduced from KiK-net velocity profiles; Boore *et al.*, 2011). A magnitude–distance filter was applied according to Kanno *et al.* (2006) predictions, taking 2.5 Gal as a PGA threshold. *S*-wave triggered and multievent records have been eliminated. The source distance is the hypocentral distance for events with $M_w < 5.7$ and the closest distance from the fault plane to the observation site for events with larger magnitudes.

A set of eight models is selected, including recent models derived from Japanese data or from other active crustal regions of the world. First, the aim is to test a dataset with characteristics close to the French accelerometric dataset to determine if the number of recordings available is sufficient to consider the results reliable. Second, the same GMPEs are tested against the Japanese dataset in the moderate-to-large magnitude range. The objective is to analyze the performance of the models according to the magnitude range considered. In other words, using the Scherbaum *et al.* (2009) method, the ranking of the models obtained in the low-magnitude range is compared with the ranking of the models from the larger-magnitude range.

At first, only recordings corresponding to earthquakes with magnitudes between 4 and 4.9 are considered (with at least 8 recordings per event). The difference between this dataset and the French dataset is in the distance distribution: the Japanese network is much denser, and distances available in our database are shorter. For each run (each curve in Fig. 9), subsets are extracted at random from the initial dataset with a condition on the total number of recordings: the sample must contain 170 to 210 records (190 on average). The resulting sample is made up of 11 to 18 earthquakes, distributed all over Japan. An example of a random dataset is displayed in Figure 10. The range of LLH values obtained (up to 5.2) is comparable to the LLH values from the French weak-motion data. Three models provide low LLH, between 1.5 and 2.5, implying a good fit with the data (Kanno *et al.*, 2006; Cauzzi and Faccioli, 2008; Chiou and Youngs, 2008). The results confirm again that the fit between the predictions and the observations varies with the frequency considered. For frequencies greater than 6.0, all tested models provide stable LLH values over the frequency range, restricted to a narrow interval (LLH = 1.8–2.8). Most importantly for this test of stability, the results do not change much from one subset to another,

which implies that the rough hierarchy between models can be obtained with a small dataset of recordings. This dataset is the same size as the French weak-motion dataset tested but with a wider distance range in the case of the French dataset. The Cauzzi and Faccioli (2008), Kanno *et al.* (2006), and Chiou and Youngs (2008) models are identified as the best-fitting models, with the lowest LLH over the whole frequency range. The model with the poorest fit is Boore and Atkinson (2008). GMPEs have then been grouped according to their ranking (Table 3).

Next, all recordings corresponding to earthquakes with magnitudes between 5 and 7 are considered (Fig. 11, around 1200 recordings if considering events with at least 10 recordings). Again, LLH values obtained for the different GMPEs are in a rather narrow interval for frequencies from 6 to 10 Hz (1.9–2.4) but are quite different for frequencies less than 5–6 Hz (1.4–3.2). Three models emerge as the best-fitting equations between 0–10 Hz, with LLH values varying from 1.5 to 2 maximum: Cotton *et al.* (2008), Cauzzi and Faccioli (2008), and Kanno *et al.* (2006). It is worth noting that the Kanno *et al.* (2006) and Cotton *et al.* (2008) models have been derived from a database of Japanese recordings, whereas the Cauzzi and Faccioli (2008) model is based on a database made up of $\sim 80\%$ Japanese recordings. These results would tend to support the idea that ground motions in Japan display specific features (regional specificity). Some similar findings were obtained by Delavaud, Scherbaum, *et al.* (2012) based on two frequencies (1 Hz and PGA). Two other equations yield rather stable LLH values in the whole frequency range, Zhao *et al.* (2006) and Chiou and Youngs (2008), however, with slightly higher LLH values in the lower frequency range (< 4 Hz, $1.8 < \text{LLH} < 2.4$).

Based on the hierarchy obtained from the LLH values, the models are ranked in four categories (Table 3), from the best-fitting ($1.5 < \text{LLH} < 1.8$ for $f < 6$ Hz) to the worst ($1.7 < \text{LLH} < 3.4$ for $f < 6$ Hz) models. Comparing the results of the testing for low and larger magnitudes, it is interesting to observe that the hierarchy between models is only partly preserved. For two models, the ranking obtained from the low-magnitude dataset is quite different from the ranking obtained from the larger-magnitude dataset: the Cotton *et al.* (2008) model is no longer ranked among the best-fitting models (LLH around 2.5), whereas Chiou and Youngs (2008) is now among the best-fitting models (LLH around 2.0). Moreover, examples of normalized residuals are displayed in the case of the Cauzzi and Faccioli (2008) model (Fig. 12). The histograms highlight the link between a low LLH (~ 1.6) and the good fit of the normalized residual distribution with respect to the standard normal distribution.

Conclusions

We have analyzed and quantified the consistency between several GMPEs and three datasets, a low-magnitude (3.8–4.5) dataset of recordings from the French Accelerometric Network and two datasets built from the Japanese

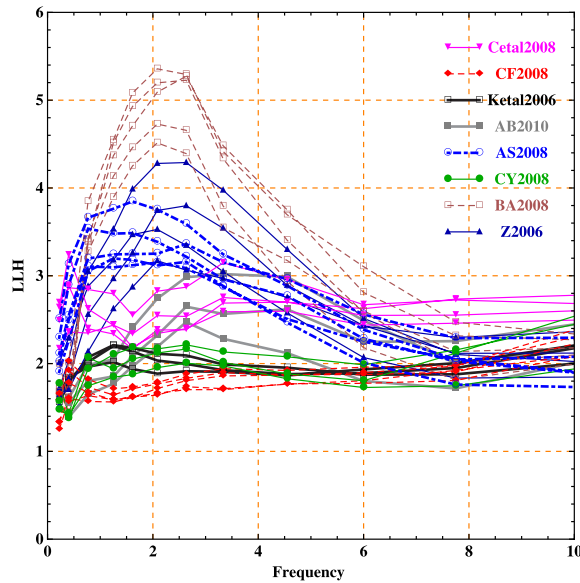


Figure 9. Testing GMPEs against the low-magnitude Japanese dataset (M 4–4.9): log-likelihood LLH values obtained on the Japanese dataset versus frequency. Five subsets are considered for each GMPE. See Table 2 for the GMPE abbreviations. Each subset is randomly extracted from the original dataset (condition: 170 to 210 recordings, resulting in 11 to 18 earthquakes). The color version of this figure is available only in the electronic edition.

K-NET and KiK-net networks. From these studies, we derive several conclusions and highlight the remaining key questions.

The Scherbaum *et al.* (2009) technique, relying on the calculation of a log-likelihood LLH, is a very practical and powerful tool to quantify the fit between predictive equations and observations. We find that for LLH values of 1.5–1.6, the distribution of the normalized residuals matches well a standard normal distribution; whereas for values greater than

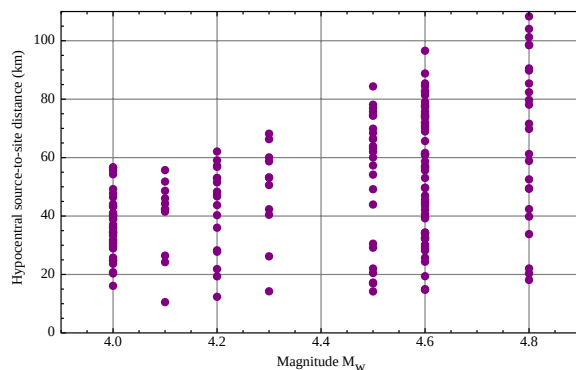


Figure 10. Example of a low-magnitude dataset randomly extracted from the original Japanese dataset (185 recordings and 11 events). The color version of this figure is available only in the electronic edition.

Table 3

Results of the Testing on the Japanese Dataset:
Classification of the GMPEs According to Their Fit
to the Data*

Rank of Models According to LLH	Larger Magnitude Range	Low Magnitude Range
Best fit	CF2008, Ketal06, Cetal08	CF2008, Ketal06, CY2008
Intermediate fit	Z2006, CY2008	Cetal08, AB2010
Poorly fit	AB2010, AS2008	AS2008, Z2006
Worst fit	BA2008	BA2008

*Two datasets have been considered separately (see the text).

~3–4, the mean, sigma, or both values calculated from the residual distribution strongly move away from the parameters of the standard normal distribution.

The fit between the observations and predictions proved in several cases to vary greatly with the frequency. When enough data are available, the testing and application of the Scherbaum *et al.* (2009) technique (or any other technique for testing GMPEs against data) should be carried out separately for each frequency. Otherwise, some information is lost, and a mean LLH is calculated that might not represent well the individual LLH for each frequency.

The analysis of the dataset from the French Accelerometric Network brings new insights for low-to-moderate seismicity regions of Western Europe (shallow active regions). The three models yielding the lowest LLH values on the French accelerometric low-magnitude dataset over the whole frequency range are the Cauzzi and Faccioli (2008), Akkar and Bommer (2010), and Abrahamson and Silva (2008) equations. These models, derived from different crustal tectonic environments, are thus, the equations most consistent with the weak-motion dataset recorded in active regions of France (Alps, Pyrenees, and Lower Rhine Embayment). Both models CF2008 and AB2010 have been selected in the SHARE project for application in active shallow crustal

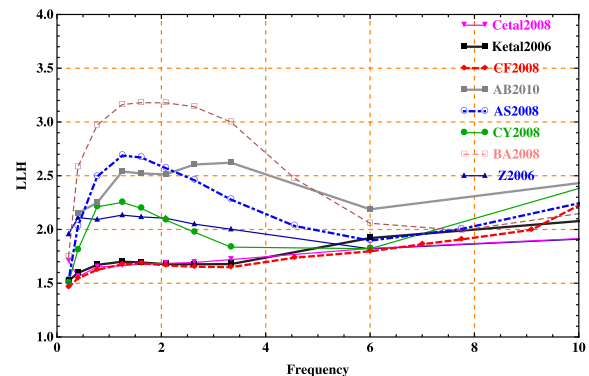


Figure 11. Testing GMPEs against the moderate-to-large magnitude Japanese dataset (M 5–7): log-likelihood LLH values versus frequency. See Table 2 for the GMPE abbreviations. The color version of this figure is available only in the electronic edition.

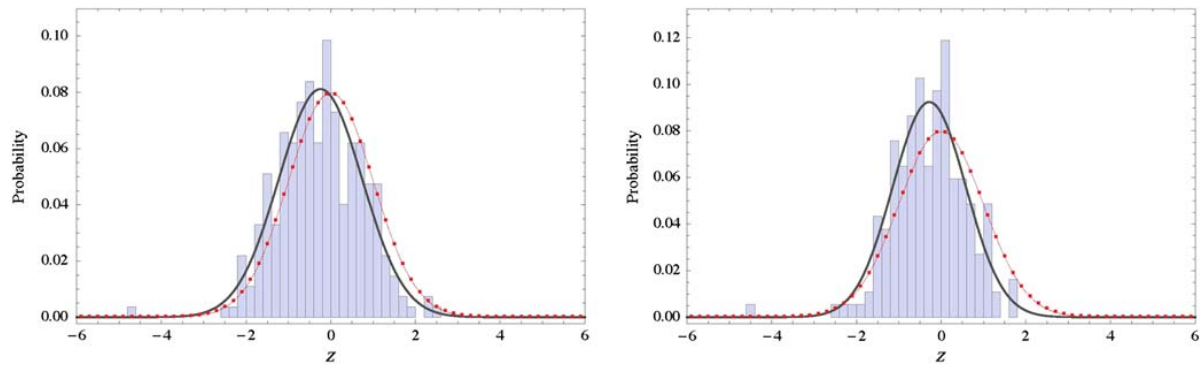


Figure 12. Predictions from the Cauzzi and Faccioli (2008) model compared to the Japanese accelerometric subsets (at 1.25 Hz): histogram of the normalized residuals superimposed on the standard normal distribution representing the model. Left: subset containing 1143 recordings corresponding to 36 events with $5 \leq M_w \leq 7$ (LLH = 1.65). Right: subset containing 185 recordings corresponding to 15 events with $4 \leq M_w \leq 4.9$ (LLH = 1.6). The Gaussian with mean and sigma calculated from the residuals is superimposed on the histogram. The color version of this figure is available only in the electronic edition.

regions across Europe. Akkar and Bommer (2010) is a pan-European model, whereas Cauzzi and Faccioli (2008) mostly relies on Japanese data, and Abrahamson and Silva (2008) on Californian and worldwide data. This result does not highlight the regional variation of ground motions.

The sensitivity studies carried out on the Japanese database show that, considering a subset with properties similar to the French accelerometric dataset (in terms of magnitudes and amount of recordings), the ranking of GMPEs obtained does not depend on the subset. This finding implies that the results obtained from the French accelerometric dataset, made up of 191 recordings at distances less than 300 km, can be considered to be stable (until more data are available to prove it, especially more short-distance recordings).

The same set of predictive models is tested on the moderate-to-large magnitude dataset from Japan ($5 \leq M \leq 7$). Comparing the ranking of GMPEs obtained from this large-magnitude range with the ranking resulting from the low magnitudes, some features are maintained, but for some models the ranking is modified. The magnitude scaling is therefore controlling the ground motions for some of the GMPEs tested. An interesting observation is that, when considering magnitudes that fall in the validity limits of the equations, the models predicting the best observations are all native Japanese models (with LLH values of 1.5–1.7, indicating that the fit is very good). Ground-motion scaling in Japan might differ significantly from other active regions.

Data and Resources

All of the accelerometric data from the French Accelerometric Network (<http://www-rap.obs.ujf-grenoble.fr/>, last accessed April 2012) as well as the accelerometric data from Japan (www.k-net.bosai.go.jp, last accessed April 2012) and the earthquake data from the Réseau National de Surveillance Sismique (RéNaSS, <http://renass.u-strasbg.fr/>, last

accessed April 2012) are available online. The SHARE project is presented at <http://www.share-eu.org/> (last accessed April 2012).

Acknowledgments

Most of this work has been funded by the European Research program FP7, entitled Seismic Hazard Harmonization in Europe (SHARE, Contract Number 226967). H. Tazan benefited from a scholarship from the MEEES international master program (www.meees.org/). We are indebted to the National Research Institute for Earth Science and Disaster Prevention (NIED), Japan, and to the French Accelerometric Network (RAP) for providing the data for this analysis. Finally, comments by S. Drouet and E. Faccioli helped to improve significantly the clarity of the manuscript.

References

- Abrahamson, N., and W. Silva (2008). Summary of the Abrahamson & Silva NGA ground-motion relations, *Earthq. Spectra* **24**, no. 1, 67–97.
- Abrahamson, N., G. Atkinson, D. Boore, Y. Bozorgnia, K. Campbell, B. Chiou, I. M. Idriss, W. Silva, and R. Youngs (2008). Comparison of the NGA ground-motion relations, *Earthq. Spectra* **24**, no. 1, 45–66.
- Akkar, S., and J. J. Bommer (2010). Empirical equations for the prediction of PGA, PGV and spectral accelerations in Europe, the Mediterranean and the Middle East, *Seismol. Res. Lett.* **81**, no. 2, 195–206.
- Atkinson, G. M., and D. M. Boore (2011). Modifications to existing ground-motion prediction equations in light of new data, *Bull. Seismol. Soc. Am.* **101**, no. 3, 1121–1135.
- Atkinson, G. M., and M. Morrison (2009). Observations on regional variability in ground-motion amplitudes for small-to-moderate earthquakes in North America, *Bull. Seismol. Soc. Am.* **99**, no. 4, 2393–2409.
- Bakun, W. H., and O. Scotti (2006). Regional intensity attenuation models for France and the estimation of magnitude and location of historical earthquakes, *Geophys. J. Int.* **164**, 596–610.
- Beauval, C., P. Y. Bard, S. Hainzl, and Ph. Guéguen (2008). Can strong motion observations be used to constrain probabilistic seismic hazard estimates?, *Bull. Seismol. Soc. Am.* **98**, 509–520.
- Beauval, C., O. Scotti, and L. F. Bonilla (2006). The role of seismicity models in probabilistic seismic hazard estimation, comparison of a zoning and a smoothing approach, *Geophys. J. Int.* **165**, 584–596.

- Beyer, K., and J. J. Bommer (2006). Relationships between median values and aleatory variabilities for different definitions of the horizontal component of motion, *Bull. Seismol. Soc. Am.* **96**, 1512–1522.
- Bindi, D., L. Luzi, M. Massa, and F. Pacor (2009). Horizontal and vertical ground motion prediction equations derived from the Italian Accelerometric Archive (ITACA), *Bull. Earthq. Eng.* **8**, doi: [10.1007/s10518-009-9130-9](https://doi.org/10.1007/s10518-009-9130-9).
- Bommer, J. J. (2006). Empirical estimation of ground motion: Advances and issues, in *Proc. of the Third International Symposium of the Effects of Surface Geology on Seismic Motion*, Grenoble, France, 29 August–1 September, 2006, Paper No. KN8.
- Bommer, J. J., J. Douglas, F. Scherbaum, F. Cotton, H. Bungum, and D. Faeh (2010). On the selection of ground-motion prediction equations for seismic hazard analysis, *Seismol. Res. Lett.* **81**, 783–793.
- Bommer, J. J., P. J. Stafford, J. E. Alarcon, and S. Akkar (2007). The influence of magnitude range on empirical ground-motion prediction, *Bull. Seismol. Soc. Am.* **97**, no. 6, 2152–2170.
- Boore, D., and G. Atkinson (2008). Ground motion prediction equations for the average horizontal component of PGA, PGV, and 5%-damped PSA at spectral periods between 0.01 s and 10.0 s, *Earthq. Spectra* **24**, 99–138.
- Boore, D. M., E. M. Thompson, and H. Cadet (2011). Regional correlations of V_{S30} and velocities averaged over depths less than and greater than 30 meters, *Bull. Seismol. Soc. Am.* **101**, no. 6, 3046–3059.
- Bureau Central Sismologique Français (BCSF, 2001). Séisme de Nice du 25 Février 2001, *Note préliminaire*, 20 pp., http://www.bcsf.prd.fr/donnees/intensites/2001/010225_1834/note_010225.pdf (last accessed July 2012).
- Bureau Central Sismologique Français (BCSF, 2003). Séisme de Ramber-villers du 22 Février 2003, *Note préliminaire*, 14 pp., http://www.bcsf.prd.fr/donnees/intensites/2003/030222_2041/note_030222.pdf (last accessed July 2012).
- Bureau Central Sismologique Français (BCSF, 2004). Séisme de Roulans du 23 Février 2004, *Note préliminaire*, 21 pp., http://www.bcsf.prd.fr/donnees/intensites/2004/040223_1731/note_040223.pdf (last accessed July 2012).
- Bureau Central Sismologique Français (BCSF, 2008). Séisme d'Argelès-Gazost (Hautes-Pyrénées) du 15 Novembre 2007, *Note préliminaire*, 25 pp., http://www.bcsf.prd.fr/donnees/intensites/2007/071115_1347/NoteBCSF071115_Argelès-G.pdf (last accessed July 2012).
- Cauzzi, C., and E. Faccioli (2008). Broadband (0.05 to 20 s) prediction of displacement response spectra based on worldwide digital records, *J. Seismol.* **12**, doi: [10.1007/s10950-008-9098-y](https://doi.org/10.1007/s10950-008-9098-y).
- Chevrot, S., M. Sylvander, and B. Delouis (2011). A preliminary catalog of moment tensors for the Pyrenees, *Tectonophysics* **510**, 239–251.
- Chiou, B. S.-J., and R. R. Youngs (2008). An NGA model for the average horizontal component of peak ground motion and response spectra, *Earthq. Spectra* **24**, 173–215.
- Chiou, B., R. Youngs, N. Abrahamson, and K. Addo (2010). Ground-motion attenuation model for small-to-moderate shallow crustal earthquakes in California and its implications on regionalization of ground-motion prediction models, *Earthq. Spectra* **26**, no. 4, 907–926.
- Cotton, F., G. Pousse, F. Bonilla, and F. Scherbaum (2008). On the discrepancy of recent European ground motion observations and predictions from empirical models: Analysis of KiK-net accelerometric data and point-source stochastic simulations, *Bull. Seismol. Soc. Am.* **98**, 2244–2261.
- Delavaud, E., F. Cotton, S. Akkar, F. Scherbaum, L. Danciu, C. Beauval, S. Drouet, J. Douglas, R. Basili, M. A. Sandikkaya, M. Segou, E. Faccioli, and N. Theodoulidis (2012). Toward a ground-motion logic tree for probabilistic seismic hazard assessment in Europe, *J. Seismol.* **16**, doi: [10.1007/s10950-012-9281-z](https://doi.org/10.1007/s10950-012-9281-z).
- Delavaud, E., F. Scherbaum, N. Kuehn, and T. Allen (2012). Testing the global applicability of ground-motion prediction equations for active shallow crustal regions, *Bull. Seismol. Soc. Am.* **102**, no. 2, 707–721.
- Delavaud, E., F. Scherbaum, N. Kuehn, and C. Riggelsen (2009). Information-theoretic selection of ground-motion prediction equations for seismic hazard analysis: An applicability study using Californian data, *Bull. Seismol. Soc. Am.* **99**, no. 6, 3248–3263.
- Douglas, J. (2004). An investigation of analysis of variance as a tool for exploring regional differences in strong ground motions, *J. Seismol.* **8**, 485–496.
- Douglas, J. (2011). Ground-motion prediction equations 1964–2010, *Final Rept. RP-59356-FR*, Bureau de Recherches Géologiques et Minières (BRGM), Orléans, France, 444 pp., also available at <http://www.brgm.fr/publication/pubDetailRapportSP.jsp?id=RSP-BRGM/RP-59356-FR> (last accessed July 2012).
- Drouet, S., F. Cotton, and P. Guéguen (2010). V_{S30} , kappa, regional attenuation and M_w from accelerograms: Application to magnitude 3–5 French earthquakes, *Geophys. J. Int.* **182**, no. 2, 880–898.
- Drouet, S., F. Scherbaum, F. Cotton, and A. Souriau (2007). Selection and ranking of ground motion models for seismic hazard analysis in the Pyrenees, *J. Seismol.* **11**, no. 1, 87–100.
- Eurocode 8 (2004). Design of structures for earthquake resistance, part 1: General rules, seismic actions and rules for buildings, EN 1998-1, European Committee for Standardization (CEN), Brussels, <http://www.cen.eu/cenorm/homepage.htm>.
- Fukushima, Y. (1996). Scaling relations for strong ground-motion prediction models with M^2 terms, *Bull. Seismol. Soc. Am.* **86**, 329–336.
- Hintersberger, E., F. Scherbaum, and S. Hainzl (2007). Update of likelihood-based ground-motion selection for seismic hazard analysis in western central Europe, *Bull. Earthq. Eng.* **5**, 1–16.
- Kanno, T., A. Narita, N. Morikawa, H. Fujiwara, and Y. Fukushima (2006). A new attenuation relation for strong ground motion in Japan based on recorded data, *Bull. Seismol. Soc. Am.* **96**, no. 3, 879–897.
- Laurendeau, A., F. Cotton, and L. F. Bonilla (2011). Seismic indicator prediction equations for Japan (abstracts of the SSA annual meeting) *Seismol. Res. Lett.* **82**, no. 2, 319.
- Luzi, L., P. Morasca, F. Zolezzi, D. Bindi, F. Pacor, D. Spallarossa, and G. Franceschina (2006). Ground motion models for Molise region (southern Italy), in *Proc. of the First European Conference on Earthquake Engineering and Seismology (a Joint Event of the 13th ECEE and 30th General Assembly of the ESC)*, Paper No. 938, Geneva, Switzerland, 3–8 September, 2006, 10 pp.
- Péquegnat, C., P. Guéguen, D. Hatzfeld, and M. Langlais (2008). The French Accelerometric Network (RAP) and National Data Center (RAP-NDC), *Seismol. Res. Lett.* **79**, no. 1, 79–89.
- Régnier, J., A. Laurendeau, A.-M. Duval, and P. Gueguen (2010). From heterogeneous set of soil data to V_s profile: Application on the French permanent accelerometric network (RAP) sites, in *Proc. Fourteenth ECEE—European Conference of Earthquake Engineering, Ohrid, Republic of Macedonia*, Paper ID 851.
- Réseau Accélérométrique Permanent (RAP, 2005). Séisme du 08 Septembre 2005, Vallorcines, Haute Savoie, *Note d'information du RAP*, 42 pp., http://www-rap.obs.ujf-grenoble.fr/IMG/pdf/Bulletin_Chamonix_20050908.pdf (last accessed July 2012).
- Scherbaum, F., F. Cotton, and P. Smit (2004). On the use of response spectral-reference data for the selection and ranking of ground-motion models for seismic-hazard analysis in regions of moderate seismicity: The case of rock motion, *Bull. Seismol. Soc. Am.* **94**, no. 6, 2164–2185.
- Scherbaum, F., E. Delavaud, and C. Riggelsen (2009). Model selection in seismic hazard analysis: An information-theoretic perspective, *Bull. Seismol. Soc. Am.* **99**, no. 6, 3234–3247.
- Stafford, P. J., F. O. Strasser, and J. J. Bommer (2007). An evaluation of the applicability of the NGA models to ground-motion prediction in the Euro-Mediterranean region, *Bull. Earthq. Eng.* **6**, doi: [10.1007/s10518-007-9053-2](https://doi.org/10.1007/s10518-007-9053-2).
- Sylvander, M., A. Souriau, A. Rigo, A. Tocheport, J.-P. Toutain, C. Ponsolles, and S. Benahmed (2008). The 2006 November, $M_L = 5.0$ earthquake near Lourdes (France): New evidence for NS extension across the Pyrenees, *Geophys. J. Int.* **175**, 649–664.

On the Testing of Ground-Motion Prediction Equations against Small-Magnitude Data

2007

Youngs, R. R., N. Abrahamson, F. I. Makdisi, and K. Sadigh (1995). Magnitude-dependent variance of peak ground acceleration, *Bull. Seismol. Soc. Am.* **85**, no. 4, 1161–1176.

Zhao, J. X., J. Zhang, A. Asano, Y. Ohno, T. Oouchi, T. Takahashi, H. Ogawa, K. Irikura, H. K. Thio, P. G. Somerville, Y. Fukushima, and Y. Fukushima (2006). Attenuation relations of strong ground motion in Japan using site classifications based on predominant period, *Bull. Seismol. Soc. Am.* **96**, no. 3, 898–913.

Swiss Seismological Service
Institute of Geophysics, ETH Zurich, NO
Sonneggstrasse 5
8092 Zurich, Switzerland
(E.D.)

Institute of Earth and Environmental Sciences
University of Potsdam
Karl-Liebknecht-Strasse 24-25
14476 Golm, Germany
(N.K.)

ISTerre
IRD, Université Joseph Fourier, CNRS, IFSTTAR
BP 53
38041 Grenoble Cedex 9, France
Celine.Beauval@obs.ujf-grenoble.fr
(C.B., H.T., A.L., F.C., P.G.)

Manuscript received 28 September 2011

