UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

VALEUR EXPOSÉE AU RISQUE :
ESTIMATIONS PAR DES MODÈLES DE CORRÉLATIONS CONDITIONNELLES DYNAMIQUES

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

ÉMILE CHIASSON

JUILLET 2012

REMERCIEMENTS

Mon père Louis à qui je dédie ce mémoire.

Mon directeur Alain Guay pour sa patience ainsi que sa compréhension en ce qui a trait à mon sujet de mémoire.

Aux professeurs, mais aussi au personnel du département des sciences économiques – plus particulièrement Jacinthe Lalonde et Martine Boisselle-Lessard. Merci pour votre disponibilité et dévouement pour le département.

À mes amis pour les raisons qu'ils connaissent et leur soutien – Jean-Charles Bouvrette, Marc Aufort, Jonathan Michaud.

Ma famille immédiate et éloignée pour votre soutien indéfectible, ce mémoire n'aurait pas été possible sans vous – Ana, Andrée, Marco et Rain.

Sans oublier ma source d'inspiration pour ce travail ainsi que tous les jours, Maude Couture Naud.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES …. vi
LISTE DES TABLEAUX viii
LISTE DES ABRÉVIATIONS ET ACRONYMES …. ix
RÉSUMÉ …. x
INTRODUCTION …. 1

CHAPITRE I
MESURES D'ÉVALUATIONS DE RISQUE ET CONJONCTURE ÉCONOMIQUE 4
1.1 Introduction à la valeur exposée aux risques 4
1.2 Regard sur la réglementation des marchés financiers et bancaires …. 7
1.3 Critères des recommandations du comité de Bâle pour la *VaR* 8

CHAPITRE II
LES DONNÉES ET REGROUPEMENTS D'ÉCHANTILLONS 10
2.1 Regroupement d'actifs …. 10
2.1.1 Les devises étrangères …. 10
2.1.2 Les indices de marché …. 11
2.2 Échantillons de la période 2001-2010 …. 11
2.2.1 Échantillons d'estimation …. 11
2.2.2 Échantillons d'évaluation …. 12

CHAPITRE III
PRÉSENTATION DES MODÈLES DE CORRÉLATIONS CONDITIONNELLES DYNAMIQUES …. 13
3.1 Modèle de corrélations conditionnelles dynamiques avec une distribution multivariée de *Student* (*t*-DCC) …. 13
3.1.1 La modélisation de la matrice de corrélation conditionnelle des rendements …. 13
3.1.2 Corrélation conditionnelle basée sur les volatilités réalisées …. 17
3.1.3 Possibilité d'analyse en temps réel et mise à jour du modèle *t*-DCC …. 19
3.1.4 Cas particulier du processus de retour à la moyenne des corrélations conditionnelles …. 20
3.1.5 Estimation du modèle *t*-DCC par maximum de vraisemblance …. 20
3.1.6 La valeur exposée aux risques pour le modèle *t*-DCC …. 23

3.2 Modèle de corrélations conditionnelles dynamiques DCC …. 26
3.2.1 La modélisation de la matrice de corrélations conditionnelles des rendements …... 26
3.2.2 Estimation du modèle DCC par maximum de vraisemblance …. 29
3.2.3 La valeur exposée aux risques pour le modèle DCC …. 30

CHAPITRE IV
PRÉSENTATION DES RÉSULTATS …. 32
4.1 Statistiques descriptives et transformations des rendements …. 32
4.1.1 Les devises étrangères …. 36
4.1.2 Les indices de marché …. 37
4.1.3 Analyse graphique des transformations pour les rendements …. 38
4.2 Le log du maximum de vraisemblance …. 40
4.2.1 Test du ratio de vraisemblance …. 42
4.3 Paramètres obtenus lors des estimations pour les modèles *t*-DCC et DCC …. 43
4.3.1 Test de *Student* (*t-stat*) …. 47
4.4 Volatilités et corrélations conditionnelles …. 47
4.4.1 Volatilités conditionnelles …. 48
4.4.2 Corrélations conditionnelles dynamiques …. 49
4.5 Valeurs exposées aux risques, échantillon d'évaluation 2010 …. 50
4.5.1 Estimations par le modèle *t*-DCC …. 50
4.5.2 Estimations par le modèle DCC …. 52
4.5.3 Comparaisons d'estimations des modèles *t*-DCC et DCC …. 54
4.6 Valeurs exposées aux risques, échantillon d'évaluation 2008-2009 …. 55
4.6.1 Estimations par le modèle *t*-DCC …. 55
4.6.2 Estimations par le modèle DCC …. 57
4.6.3 Comparaisons d'estimation des modèles *t*-DCC et DCC …. 58
4.7 Comparaisons par le modèle *t*-DCC de différentes périodes d'estimations …. 59
4.8 Comparaisons entre différentes spécifications pour le modèle *t*-DCC …. 61
4.8.1 Spécification de retour à la moyenne *vs* non-retour à la moyenne …. 61
4.8.2 Comparaisons entre différents coefficients de lissage …. 62
4.9 Estimation de la *VaR* ajusté aux recommandations du comité de Bâle …. 63
CONCLUSION …. 66

ANNEXE A
DIAGRAMMES QUANTILE-QUANTILE ET HISTOGRAMMES DES TRANSFORMATION POUR TOUS LES ACTIFS …. 68

ANNEXE B
PARAMÈTRES DES ESTIMATIONS DU MODÈLE *T*-DCC …. 80

ANNEXE C
PARAMÈTRES DES ESTIMATIONS DU MODÈLE DCC 86

ANNEXE D
PERFORMANCE DU MODÈLE *T*-DCC, CRITÈRE *VaR* 87

ANNEXE E
PERFORMANCE DU MODÈLE DCC, CRITÈRE *VaR* 89

ANNEXE F
VaR 1 JOUR POUR TOUS LES ACTIFS DU PORTEFEUILLE, MODÈLE *T*-DCC, PÉRIODE D'ÉVALUATION 2008-2009 (520 OBSERVATIONS) ET 2010 (258 OBSERVATIONS), RETOUR À LA MOYENNE ET *P*=20.... 90

ANNEXE G
VaR 1 JOUR POUR LES PORTEFEUILLES DE DEVISES ET MARCHÉS, MODÈLE *T*-DCC, PÉRIODE D'ÉVALUATION 2008-2009 (520 OBSERVATIONS) ET 2010 (258 OBSERVATIONS), RETOUR À LA MOYENNE ET *P*=20.... 94

BIBLIOGRAPHIE …. 95

LISTE DES FIGURES

Figure Page

4.1 Diagramme quantile-quantile pour les rendements du SP500/distribution normale ..…..... 38

4.2 Diagramme quantile-quantile pour les rendements standardisés du SP500/distribution normale …..... 39

4.3 Diagramme quantile-quantile pour les rendements dévolatilisés, SP500/distribution normale …..... 39

4.4 Estimations par modèle DCC des variances conditionnelles du portefeuille équipondéré pour l'échantillon de 2001-01-03 à 2010-12-30 …..... 48

4.5 Estimations de corrélations conditionnelles, modèle DCC, période de 2001-01-03 à 2010-12-30, CAD-TSX, CAD-GBP, EURO-SP500 …..... …50

4.6 *VaR* pour le modèle *t*-DCC, retour à la moyenne, *p*=20, portefeuille de rendements pour la période d'évaluation 2010 …..... 51

4.7 *VaR* pour le modèle DCC, rendements standardisés, portefeuille de rendements pour la période d'évaluation 2010 …..... 53

4.8 DCC rendements standardisés *vs t*-DCC (retour à la moyenne, p=20) pour des estimations 2001 à 2009, *VaR* 1 %, portefeuille d'évaluation 2010 …..... 54

4.9 Modèle *t*-DCC, estimations de 2001-2007, *VaR* de 1 % et 5 %, portefeuille d'évaluation pour la période de la crise (2008-2009) …..... 55

4.10 Modèle DCC, estimations de 2001-2007, *VaR* de 1 % et 5 %, portefeuille d'évaluation pour la période de la crise (2008-2009) …..... 57

4.11 DCC *vs t*-DCC, estimations 2001 à 2007, *VaR* 1 %, portefeuille d'évaluation 2008-2009 …..... 58

4.12 Modèle *t*-DCC, estimations de 2001-2009 *vs* 2008-2009, portefeuille d'évaluation 2010 …..... 60

4.13 Modèle *t*-DCC, retour à la moyenne *vs* non-retour à la moyenne, *p*=20, échantillon d'estimations de 2001-2007 pour évaluation de 2008-2009, *VaR* 1 % …..... 61

4.14 Modèle *t*-DCC, retour à la moyenne, *p*=20 *vs p*=5, échantillon d'estimations de 2001-2007 pour évaluation de 2008-2009, *VaR* 1 % …..... 62

4.15 Modèle *t*-DCC, retour à la moyenne et coefficient de lissage de 20, *VaR* 1 % et *VaR* 1 % avec ajustement *k* (standard Bâle) …..... 64

LISTE DES TABLEAUX

Tableaux Page

4.1 Rendements, rendements standardisés et dévolatilisés de la période 2001-01-03 à 2009-12-30 …..... 33

4.2 Rendements, rendements standardisés et dévolatilisés de la période 2001-01-03 à 2007-12-30..... 34

4.3 Rendements, rendements standardisés et dévolatilisés de la période 2007-12-03 à 2009-12-30 …..... 35

4.4 Log du maximum de vraisemblance des estimations des modèles DCC et *t*-DCC …..... 41

4.5 Estimation des paramètres par maximum de vraisemblance (MV) du modèle *t*-DCC, retour à la moyenne, p=20, pour l'échantillon de 2001-01-03 à 2009-12-30 …..... 44

4.6 Estimation des paramètres par maximum de vraisemblance (MV) du modèle DCC, données standardisées et une constante c pour l'échantillon de 2001-01-03 à 2009-12-30...45

LISTE DES ABRÉVIATIONS ET ACRONYMES

AARCH	*Asymmetric autoregressive conditional heteroskedasticity*
AIG	*American International Group*
ARCH	*Autoregressive conditional heteroskedasticity*
AUD	Dollar australien
BRI	Banque des règlements internationaux
CAC	L'indice français de cotation assistée en continu
CAD	Dollar canadien
CCC	*Constant conditional correlation*
CHF	Franc suisse
CINB	*Continental Illinois National Bank and Trust company*
DAX	*Deustcher Aktienindex*
DCC	*Dynamic conditional correlation*
EURO	Monnaie de l'Union économique européenne
FRED2	*Federal Reserve Economic Data 2*
FTSE	*Financial Times Stock Exchange*
GARCH	*Generalizd autoregressive conditional heteroskedasticity*
GBP	Livre anglaise (*Great British pound*)
I-GARCH	*Integrated generalizd autoregressive conditional heteroskedasticity*
MARCH	*Mean autoregressive conditional heteroskedasticity*
NIKKEI	*Nihon Keizai Shinbun*
OCDE	Organisation de coopération et de développement économiques
SEC	*U.S. securities and exchange commission*
SP500	S*tandard & Poors 500*
T-DCC	*Dynamic conditional correlation with a multivariate t-distribution*
T-STAT	Statistique de test de *Student*
TARCH	*Threshold autoregressive conditional heteroskedasticity*
TSX	*Toronto Stock Exchange*
VaR	*Value at risk*, Valeur exposée au risque
YEN	Yen japonais

Résumé

Depuis plusieurs années, la quantification de risque est un outil essentiel pour tous les gestionnaires. Mais comment ces modèles et instruments financiers se comportent-ils durant des périodes plus tumultueuses, plus volatiles? Les marchés financiers étaient relativement stables au début des années 2000. Il va sans dire que les prévisions restent beaucoup plus faciles pour cette période, du moins au niveau de la volatilité des actifs. Les principales craintes des gestionnaires sont les sauts spontanés des rendements. Si les sauts sont largement positifs et anticipés, il est juste de croire que les conséquences, aux portefeuilles d'actifs, sont moins graves et même positives. Si les sauts sont négatifs, on peut s'attendre à plus de pertes en moyenne sur la totalité des marchés. Historiquement, les changements de la volatilité sur les marchés se regroupent de façons temporelles. C'était le cas pour la crise de 2008-2009 ayant connu une hausse soutenue de la volatilité des actifs sur les marchés en plus d'une baisse soutenue des rendements. Depuis plusieurs années, les recommandations du comité de Bâle tentent d'amortir les chocs des perturbations économiques et financières. Les véritables conséquences de ces recommandations sont extrêmement difficiles à quantifier pour la totalité des directives précises. Cependant, il est possible d'isoler quelques interventions afin d'observer les répercussions de telles recommandations sur les marchés standardisés. Une mesure commune et universelle d'interprétation et quantification du risque est la notion de valeur exposée au risque. Celle-ci requiert la modélisation des rendements d'un ou plusieurs portefeuilles d'actifs. La modélisation d'un portefeuille passe généralement par l'estimation des variances et corrélations conditionnelles entre actifs. Deux modèles seront retenus pour ces estimations, plus précisément les modèles DCC et *t*-DCC. À l'aide de ces modèles, il sera alors possible d'estimer des valeurs exposées aux risques pour toutes périodes prédéterminées par l'estimation des variances conditionnelles, covariances conditionnelles et corrélations conditionnelles. La comparaison d'estimations sera effectuée sur différentes périodes d'évaluations, compris la crise de 2008-2009. Il sera aussi possible d'observer si certaines recommandations du comité de Bâle étaient suffisantes *ex post*.

Mots-clés : *VaR* (valeur exposée au risque), volatilité et corrélation, modèle multivarié, DCC, *t*-DCC, indice de marché, Accords de Bâle, interdépendance financière.

INTRODUCTION

Le volume des transactions sur les marchés financiers croit de façon exponentielle, et ce, même avant les 20 dernières années, c'est pourquoi de nouvelles mesures sont désormais nécessaires pour encadrer et évaluer la prise de risques à l'intérieur de ceux-ci. La multiplication de nouveaux produits financiers complexes, l'usage d'effet de levier et les transactions automatisées sont principalement la nature de l'essor de cette évolution.

En premier lieu, d'après Danthine et Donaldson (2005), le rôle des marchés financiers est de mettre en relation directe ou indirecte les demandeurs et les entités qui offrent des fonds présents dans une économie. Les marchés comportent trois types d'opérateurs; le spéculateur, celui qui prend une position à risques variables sur les marchés, le contrepartiste, celui qui tente de couvrir des positions qu'il juge risquées sur le marché, et l'arbitragiste, celui qui profite des anomalies de marché et assure en quelque sorte son efficience (Hull, 1993). Le troisième type d'opérateur peut être facilement considéré comme négligeable si l'on fait l'hypothèse que les marchés tendent vers l'efficience, le regard sera donc accentué en priorité sur les prises de décisions constituées majoritairement des deux premiers types d'opérateurs. Ces deux types d'opérateur varient du simple investisseur jusqu'aux administrateurs de banques. Ceux-ci requièrent alors une analyse précise sur le risque encouru par leurs positionnements sur les marchés, et ce, pour toute classe d'actifs.

Même si la quête de quantification du risque date depuis les années 40 avec les travaux fondateurs de Markowitz (1952), Tobin (1958) et Sharpe (1964), plusieurs de ces modèles posent de trop fortes hypothèses et s'adaptent mal aux changements structurels et aux risques idiosyncratiques. Une tendance depuis un certain nombre d'années est d'observer l'asymétrie de la distribution des rendements. Certains auteurs et chercheurs, tels que Huang et Litzenberger (1988), croient que se baser sur les deux premiers moments de la distribution des rendements d'un actif ou d'un regroupement d'actifs n'est pas suffisant pour en déterminer la véritable prise de risque. Les troisièmes et quatrièmes moments de la distribution des rendements seront observés dans le cadre de ce travail. De plus, la prise en

compte de la variance conditionnelle est nécessaire pour expliquer le kurtosis non conditionnel des rendements.

Depuis les trente dernières années, plusieurs modèles ont été élaborés impliquant une étude plus approfondie de la variance conditionnelle. Les analyses les plus fréquentes de la variance conditionnelle se font généralement à partir des techniques d'estimation des classes de modèles nommés *autoregressive conditional heteroskedasticity* (*ARCH*) développé par Robert Engle (1982), *generalized autoregressive conditional heteroskedasticity (GARCH)* développé par son étudiant Tim Bollerslev (1990) et *dynamic conditional correlation* (*DCC)* développé par Engle (2002). Il existe une multitude d'extensions aux modèles *ARCH*, soit *I-GARCH, AARCH, TARCH, MARCH* pour en nommer quelques-uns.

Les modèles retenus seront le DCC d'Engle (2002) et le modèle de corrélation conditionnelle dynamique avec une distribution multivariée de *Student*, soit le *t*-DCC de Pesaran et Pesaran (2007). Il sera ici intéressant d'évaluer en partie et de manière empirique les différentes méthodes d'estimations des variances et covariances conditionnelles ainsi que les corrélations des rendements d'actif ou regroupements d'actifs. Par l'entremise de ces estimations, une analyse sera apportée par l'usage de la valeur exposée aux risques qui sera conditionnelle à un ensemble d'information journalier dynamique.

Une des méthodes les plus récentes pour évaluer le risque est le concept de valeur exposée aux risques (*Value at risk, VaR*). Le terme *VaR* a vu le jour dans un rapport d'un groupe de trente personnes discutant de la gestion des risques au début des années 90, soit le rapport du G-30 (Jorion, 1997). Depuis ce jour, cette méthode a connu un essor considérable, elle est largement utilisée pour déterminer le niveau d'exposition aux risques d'un portefeuille constitué d'actifs ou de produits financiers diverses. La valeur exposée aux risques comporte certaines limitations, mais reste facilement interprétable, ce qui la rend aussi attrayante. La nécessité d'avoir des estimations précises de la volatilité conditionnelle et de la corrélation entre les titres échangés sur le marché est primordiale pour avoir une bonne estimation de la valeur exposée aux risques conditionnelle des entités en question. Les estimations et la

comparaison entre ces estimations seront l'objet principal de ce travail ainsi que l'évaluation de la *VaR* pour des portefeuilles constitués d'indices de marchés et de devises étrangères.

CHAPITRE I

MESURES D'ÉVALUATIONS DE RISQUE ET CONJONCTURE ÉCONOMIQUE

La simplicité et la facilité d'interprétation des résultats sont en grande partie la raison pour laquelle cette approche est si populaire. La *VaR* est défini comme suit d'après Jorion (1997); « La *VaR* résume la pire perte qu'un portefeuille constitué d'actifs quelconques peut encourir sur un horizon prédéterminé à un intervalle de confiance donné. » De façon plus formelle, la *VaR* est le quantile, prédéterminé, de la distribution des rendements d'un actif ou regroupement d'actifs pour un horizon donné. Les horizons les plus fréquemment utilisés sont de un, cinq et dix jours. Les seuils de perte sont couramment établis à 1 %, soit les normes habituelles des banques et institutions financières, et à 5 % pour une analyse moins restrictive des pertes potentielles.

Donc, la valeur exposée aux risques est composée des trois paramètres quantitatifs suivant. L'horizon, qui est la période prédéterminée pour laquelle l'entité s'expose aux risques encourus, l'intervalle de confiance préétablie qui est l'intervalle d'une perte maximale du regroupement d'actifs, et la valeur exposée aux risques qui est donnée par l'unité quantifiable pour la perte du regroupement d'actifs.

1.1 Introduction à la valeur exposée aux risques

Dans le modèle classique de la valeur exposée aux risques, la variable t est la période ou l'horizon, la variable V est la valeur de l'actif en unité monétaire, la variable σ est la mesure de variabilité des facteurs de risques (qui est estimé de façon différente suivant le modèle employé) et un intervalle de confiance prédéterminé. À titre d'exemple, si nous supposons que les rendements ont une distribution normale et que l'on cherche la pire perte à 1 %, soit un événement ayant la probabilité de ce produire 1 fois sur 100, le quantile de la distribution serait alors 2,33 ou -2,33.

À titre d'exemple, si une firme détient 10 M$ d'un d'actif quelconque avec une mesure de

variabilité de son facteur de risque évalué à 10 % (soit une volatilité constante sur une année). Et quelle cherche à déterminer le risque encouru pour une période de 1 jour ouvrable *t* où le nombre de jours ouvrables durant une année est t_o . Nous faisons l'hypothèse qu'une année est constitué de 252 jours ouvrable. Cette firme aimerait alors connaître la valeur exposée aux risques avec un intervalle de confiance de 99 %. Le calcul de la valeur exposée aux risques pour cet actif sera le suivant.

$$VaR = V \ \sigma \ \sqrt{\frac{t}{t_o}} \ 2.33$$

donc,

$$VaR = 10\text{M} * 0{,}10 * \sqrt{1/252} * 2.33 = 0{,}1468 \text{ .}$$

Nous pouvons donc affirmer que la firme ne perdra pas plus de 0,1468 M$ sur une période d'un an à un intervalle de confiance de 99 % (soit 99 fois sur 100) pour cet actif. Cela suppose que l'estimation de la volatilité est bien adéquate et qu'elle se réalise (très forte hypothèse). Nous pouvons aussi interpréter la *VaR* de façon différente. Il est aussi juste de dire que la firme devrait perdre un minimum de 0,1468 M$ 2,52 fois au cours de l'année. La dernière interprétation de la *VaR* fait ressortir l'une des plus grandes critiques faites à propos de son utilisation. La *VaR* ne donne pas un maximum des pertes, mais le montant minimal des pertes pour l'horizon prédéterminé. Deux à trois fois durant l'année, le gestionnaire ne peut pas prédire le comportement de l'actif passé le seuil de la *VaR* de 1%.

Autrement dit, nous n'avons pas d'information sur le quantile de la distribution des rendements situé entre 0 % et 1 %. Il serait aussi intéressant d'avoir un estimé des pires pertes pour tout *t*. Différentes classes de modèles *ARCH* tentent de modéliser la queue de la borne négative de la distribution des rendements, Deng et Jiang (2004) ont développés une approche nommée *quantile-based GARCH*. Bien que cette approche ne sera pas employée dans le cadre de ce mémoire, il sera tout de même possible d'observer *ex post* l'ampleur de l'estimation des pertes potentielles attribuées à l'actif ou regroupement d'actifs à partir d'un

échantillon d'évaluation.

La seule variable qui reste non triviale dans l'équation définie ci-haut est la mesure de variabilité du facteur de risque. Cette variable pourrait être différente en fonction des méthodes utilisées pour l'estimation de la *VaR*. Une remarque importante est qu'il s'agit ici de l'évaluation d'un seul actif. Pour effectuer le calcul de la valeur exposée aux risques d'un portefeuille, il faudra alors pondérer la variable Vp à l'aide d'un vecteur W de sélection d'actifs et avoir recours à une matrice de variance-covariance entre les titres du portefeuille. De façon générale et en fonction du type de méthodes d'estimations employées, il faudra aussi faire des hypothèses de normalité sur la variabilité des facteurs de risques entre elles. Ceci sera discuté dans la section de la présentation du modèle *t*-DCC au chapitre III. La forme générale sera celle où la variable *Vp* représente la valeur du portefeuille d'actifs et la variable Σ est la matrice des variances et covariances entre les titres du portefeuille, et ce, pour un intervalle de confiance de 99 % (aussi appelé *VaR* de 1 %) .

$$Vp = \sum_{i=1}^{m} W_i V_i \tag{1}$$

où *m* est le nombre d'actifs compris dans le portefeuille et W_i sont les éléments du vecteur W ,

$$\sigma_p = \sqrt{W' \Sigma W}. \tag{2}$$

Donc, le calcul de la *VaR* pour le portefeuille sera la suivante.

$$VaR_p = V_p \ \sigma_p \ \sqrt{\frac{t}{t_o}} * 2.33 . \tag{3}$$

De légères modifications seront apportées à l'équation (3) pour calculer la *VaR* pour des rendements journaliers. Le chapitre III sur la présentation des modèles *t*-DCC et DCC couvrira les estimations de l'équation (2), soit les estimations des matrices de variances-covariances et corrélations.

1.2 Regard sur la réglementation des marchés financiers et bancaires

Depuis le début du 20e siècle, les marchés financiers ont été ébranlés par plusieurs crises financières. L'intervention étatique a souvent été requise pour lisser les chocs causés par la volatilité des marchés. Il va de soi que cette volatilité est synonyme de risques systémique et idiosyncratique. Plus les agents, interagissant à l'intérieur des structures financières, ont connaissance du risque qu'ils assument, plus les marchés tendent vers des marchés efficients où le rendement de leurs actifs reflète la valeur intrinsèque de ceux-ci. Il est aussi vrai que le comportement des agents en périodes de perturbations financières diffère à celui des périodes moins volatiles. Kearney et Poti (2003) démontrent qu'en période de basse volatilité des marchés, le risque idiosyncratique (diversifiable) est très faible, mais aussi différent entre les actifs. Ces différences peuvent être perçu par les changements temporels de corrélations et de covariances entre les actifs. La prise de décision, pour tout agent interagissant sur les marchés, est donc facilitée si une mesure de risque adéquate est disponible. Cela est aussi vrai pour les entités régulatrices des marchés.

Plusieurs approches peuvent être valides pour illustrer les causes des perturbations et représenter la volatilité des marchés financiers, soit comptables, économiques, etc. D'après Jorion (1997), les facteurs macroéconomiques tels que l'inflation, les changements de politiques, les cycles de l'économie (donc tout chocs exogènes) peuvent être cause de variations des risques sur les marchés. La réglementation peut avoir un effet sur la transmission d'informations et surtout agir sur l'anticipation des entités participantes aux échanges économiques. Il est donc concevable que plus cette information est transmise de façons limpides, plus les marchés tendent vers une stabilité plus accrue. D'où la nécessité d'une réglementation minimale des marchés.

Quant à la valeur exposée aux risques, ce sont des mesures d'évaluation de risques plus récentes instaurées sur l'échelle internationale, et ce, depuis le début des années 2000. Les accords de Bâle I, II et III sont désormais les standards auxquels adhèrent les institutions financières siègeant dans les pays membres de l'organisation de coopération et de développement économique (OCDE) et la valeur exposée aux risques en fait partie intégrante

comme mesure de quantification de risques. Depuis 1986, le marché des produits dérivés est passé de 1 083 $US milliards à plus de 708 000 US$ milliards pour 2010 d'après la banque des règlements internationaux (BRI, 2010). Le besoin de mesures adéquates pour l'estimation de risques de cette classe de produits est à ce point essentiel. Parmi les objectifs des accords de Bâle (2006), il en est un principal, celui d'établir les standards de prises de risques pour éviter les catastrophes financières telles que vu dans le passé. Pour ce faire, la quantification des risques des produits dérivés ainsi que de toutes les classes d'actifs devient nécessaire.

Les réglementations peuvent aussi avoir un impact sur le risque moral potentiel des institutions financières. D'après Stern et coll. (2004), c'est en 1984 que la crise entourant la *Continental Illinois National Bank and Trust Company (CINB)* donnera voix à l'un des plus grands accords de l'histoire des États-Unis entre elle et la réserve fédérale américaine. C'est aussi à ce moment que le terme *Too Big To Fail* a vu le jour. Ce terme désigne le manque d'incitation des grosses institutions (les banques au départ) à se servir de pratiques seines pour assurer leurs existences, car ils savent que l'état interviendra pour éviter une catastrophe financière éventuelle. Ce terme est aujourd'hui utilisé pour justifier toutes interventions étatiques à propos d'institutions en détresse financière. Plus récemment en 2008, nous avons connu la crise des *subprimes* qui a affecté directement les firmes *AIG, Lehman Brothers* etc. Il serait convenable d'admettre qu'une mise en place de réglementations limitant la prise de risque des institutions financières réduirait le problème du *To Big To Fail.*

1.3 Critères des recommandations du comité de Bâle pour la *VaR*

Il est important de noter que les accords de Bâle ne sont que des recommandations, mais historiquement se transforment rapidement en réglementations des pays membres. Le comité décisionnel des accords de Bâle est principalement constitué de représentants des banques centrales du monde. La mise en place de ce comité a été établie au départ par les gouverneurs des banques centrales des pays membres du G-10. Les institutions financières ainsi que les banques suivent méticuleusement les recommandations émises. Il devrait donc être beaucoup plus facile pour les autorités régulatrices de détecter des pratiques immorales de la part des entités transigeant sur les marchés. La valeur exposée aux risques est une méthode

d'évaluation d'actifs et des produits dérivés recommandée et encadrée par les accords de Bâle (2006) qui contribue à réduire ce problème. Bien que les recommandations soient amples sur les méthodes employées pour estimer le risque des actifs sur les marchés financiers, elles compensent largement avec un facteur de correction non négligeable.

C'est avec de strictes recommandations au sujet des variables dans l'équation (4) que les standards internationaux ont été imposés pour calculer la *VaR* des actifs détenu par les institutions financières et les banques. Les accords de Bâle III (2010) font les recommandations suivantes : l'intervalle de confiance doit être de 99 %, la période doit être de 1 à 10 jours et le résultat doit être multiplié par 3 ou 4 (selon l'actif), soit un facteur de sécurité pour assurer un minimum de capital requis. Si l'on fait abstraction du multiplicateur, une banque ferait défaut 1% du temps pour l'actif en question, soit 2 ou 3 fois par an en moyenne si le calcul est effectué de façon journalière. Il s'avère que cette fréquence est beaucoup trop élevée. D'où la nécessité d'introduire le multiplicateur qui assurera une pérennité adéquate de capital pour des périodes d'instabilités des marchés financiers. Alors,

$$VaR_p = V_p \ \sigma_p \ \sqrt{\frac{t}{t_o}} * 2.33 * k \qquad (4)$$

où k est le facteur de correction (à titre d'exemple, cette formulation maintient encore l'hypothèse de normalité des rendements).

Nous savons que les rendements d'actifs sont très aléatoires durant les périodes d'instabilités. Les valeurs extrêmes sont courantes et aussi imprévisibles. L'usage d'un facteur de correction est largement justifié en tant que mesure de sécurité pour les marchés financiers. La valeur de k cependant n'est pas triviale. Plusieurs études, dont celles de Stahl (1997), se sont penchées sur les facteurs de corrections adéquats, en fonction de la constitution du portefeuille, basé sur l'inégalité de Chebyshev. Dans le cadre de ce mémoire, les normes des accords de Bâle III seront retenues pour observer le comportement du portefeuille en période de crise.

CHAPITRE II

LES DONNÉES ET REGROUPEMENTS D'ÉCHANTILLONS

Les données sont regroupées en deux classes, les devises étrangères et les indices de marché. Ces données sont journalières et recueillies à chaque fin de jour ouvrable. Les données sont amassées sur plusieurs marchés internationaux qui n'ont pas nécessairement les mêmes jours ouvrables, donc des manipulations ont dû être effectuées pour que les jours ouvrables de chaque pays en question concordent. Cette occurrence se produit 1-2 fois par an pour l'échantillon donné. La moyenne entre les jours ouvrables non-disponible a simplement été prise. Une moyenne de 260 jours ouvrables par années a été retenue soit un total de 2596 observations pour une période de 10 ans du 3 janvier 2001 au 30 décembre 2010. Bien que Pesaran et Pesaran (2007) retiennent 250-252 observations par année, une attention particulière a été prise pour retenir le plus d'informations disponibles selon cet horizon. Ces rendements (indices) ont été choisis pour tendre vers une représentation des marchés internationaux.

2.1 Regroupements d'actifs

2.1.1 Les devises étrangères

Les devises étrangères sont toutes établies en fonction de la devise américaine. Il est important de prendre la valeur de toutes les devises et de les mettre en valeur relative avec une seule devise pour avoir un élément neutre de comparaison. Cela dit, les fluctuations brutes de la devise américaine sont aussi mesurées pour chaque devise ce qui doit être aussi pris en compte dans l'analyse des résultats futurs. Les devises retenues pour représenter le portefeuille sont le dollar canadien (CAD), l'euro (EURO), le dollar australien (AUD), la livre anglaise (GBP), le franc suisse (CHF) et le yen japonais (YEN). Le rendement journalier de chaque devise est donc calculé et retenu pour la base de donnée. Les valeurs par pair de chaque devise ont été recueillies à l'aide de la base de données *Gecodia* (2011). Le calcul des rendements est fait à partir de l’équation suivante :

$$r_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} * 100.$$

2.1.2 Les indices de marché

Les indices de marché sont simplement la somme des capitalisations boursières enregistrées dans un regroupement d'actifs contrôlés. Le rendement de cette catégorie est calculé à partir des valeurs de chaque indice à la fermeture des marchés, et ce, pour toutes les périodes journalières de l'échantillon. La formule définie précédemment pour le calcul des rendements des devises étrangères a été utilisée pour les rendements d'indices de marché. Les indices retenus sont le *Standard & Poors 500* (SP500), le *Financial Times Stock Exchange* (FTSE), l'indice français de cotation assistée en continu (CAC), le *Deutscher Aktienindex* qui regroupe trente des plus grosses capitalisations boursières de l'Allemagne (DAX), l'indice des plus grosses capitalisations japonaises, soit le *Nikkei225* (NIKKEI) et l'indice Canadienne de la bourse de Toronto (TSX) maintenant dénommé *TSE* ou *S&P/TSE composite index*. La collecte de ces indices s'est effectuée à l'aide de trois sources, la base de données *FRED2* (2011) et les sites internet *Forex pros* (2011) et *Yahoo finance* (2011).

2.2 Échantillons de la période 2001-2010

2.2.1 Échantillons d'estimation

Les échantillons pour l'analyse de la *VaR* sont pris, de façon journalière, sur la période du 3 janvier 2001 au 30 décembre 2010. Pour l'estimation des modèles *t*-DCC et DCC, il y a quatre regroupements d'échantillons d'estimation. Les périodes retenues sont alors du 3 janvier 2001 au 30 décembre 2010 (2596 observations), du 3 janvier 2001 au 30 décembre 2009 (2337 observations), du 3 janvier 2001 au 30 novembre 2007 (1788 observations) et du 3 décembre 2007 au 30 décembre 2009 (549 observations).

L'échantillon, pour la période du 3 janvier 2001 au 30 décembre 2009, a été retenu pour conserver un échantillon d'évaluation d'un an, soit l'année 2010. La sélection de l'échantillon, du 3 janvier 2001 au 30 novembre 2007, a été retenue pour observer le comportement des

modèles pour l'estimation de la *VaR* durant la période de la crise de 2008-2009. La période du 3 décembre 2007 au 30 décembre 2009 a été retenue pour observer le comportement des modèles pour une estimation des paramètres durant la crise de 2008-2009.

2.2.2 Échantillons d'évaluation

Deux échantillons d'évaluations (*outsample)* seront retenus pour évaluer les modèles *t*-DCC et DCC. Le premier échantillon d'évaluation est l'année 2010. De façon plus précise, du 2 janvier 2010 au 30 décembre 2010 (258 observations). Le deuxième échantillon d'évaluation sera les années 2008 à 2009, période de la crise, et plus précisément du 3 décembre 2007 au 31 décembre 2008 (549 observations).

Cette répartition des échantillons permettra d'évaluer le comportement des modèles selon différentes conjonctures économiques pour la période de couverture de 2001 à 2010.

CHAPITRE III

PRÉSENTATION DES MODÈLES DE CORRÉLATIONS CONDITIONNELLES DYNAMIQUES

3.1 Modèle de corrélations conditionnelles dynamiques avec une distribution multivariée de *Student* (*t*-DCC)

Cette section couvrira la présentation du modèle *t*-DCC. Bien que ce modèle soit très similaire au modèle DCC présenté par Engle (2002), celui-ci sera par ce fait aussi introduit. En second lieu dans la section 3.2, le modèle DCC sera couvert plus en détail.

3.1.1 La modélisation de la matrice de corrélation conditionnelle des rendements.

Laissons r_t être un vecteur de rendements $m \, x \, 1$ à la fermeture des marchés de la journée *t* pour chaque actif *m.* Nous assumons que la distribution conditionnelle multivariée de ces rendements a une distribution de *Student* ***t*** ayant une moyenne conditionnelle $E(r_t \mid \Omega_{t-1}) = \mu_{t-1}$ où Ω_{t-1} est l'ensemble d'information en $t-1$.

Prenons ensuite la décomposition suivante proposée par Bollerslev (1990) où Σ_{t-1} est la matrice non singulière de variance-covariance ayant $\nu_{t-1} > 2$ degrés de libertés.

$$\Sigma_{t-1} = D_{t-1} R_{t-1} D_{t-1} \, . \tag{5}$$

Dans le cas présent, la prévision de μ_{t-1} est prise comme donnée même si l'estimation de celle-ci est directement reliée à Σ_{t-1} . μ_{t-1} peut-être estimé par la technique des moindres carrées ordinaires de façon récursive et ne tiendrait pas compte de la volatilité conditionnelle. D'autres techniques d'estimation de la moyenne seraient aussi envisageables. D'après Pesaran et Pesaran (2007), il pourrait y avoir de légère pertes d'efficience pour l'estimation μ_{t-1} , mais

simplifie largement l'estimation de la distribution des rendements. L'utilisation de données journalières fait en sorte que la moyenne des μ_{t-1}, pour un *m* donné, devrait tendre vers 0 en pratique, d'où la légère perte en efficience.

La décomposition des éléments de la matrice de variance-covariance Σ_{t-1} *m x m* est alors :

$$D_{t-1}=\begin{pmatrix} \sigma_{1,t-1} & \cdots & & 0 \\ \vdots & \sigma_{2,t-1} & 0 & \vdots \\ & 0 & \ddots & \\ 0 & \cdots & & \sigma_{m,t-1} \end{pmatrix}$$

$$R_{t-1}=\begin{pmatrix} 1 & \rho_{12,t-1} & \rho_{13,t-1} & \cdots & \rho_{1m,t-1} \\ \rho_{21,t-1} & 1 & \rho_{23,t-1} & \cdots & \rho_{2m,t-1} \\ \rho_{31,t-1} & \rho_{32,t-1} & \ddots & & \vdots \\ \vdots & & & 1 & \rho_{(m-1)m,t-1} \\ \rho_{m1,t-1} & \cdots & & \rho_{m(m-1),t-1} & 1 \end{pmatrix}.$$

Où D_{t-1} est la matrice diagonale *m* x *m* de la volatilité conditionnelle de tous les *i* rendements pour une période donnée pour chaque actif *m*. R_{t-1} est la matrice symétrique des corrélations *m* x *m* pour un *t* donné.

De façon plus précise, pour la volatilité conditionnelle (*V*) du *i*-ème rendement étant $\sigma^2_{i,t-1}=V(r_{it} \mid \Omega_t-1)$ et la corrélation conditionnelle est définie comme suit :

$$\rho_{ij,t-1}=\frac{(Cov(r_{it},r_{jt}|\Omega_{t-1}))}{(\sigma_{i,t-1}\sigma_{j,t-1})}.$$

où Ω_{t-1} est l'ensemble d'information disponible en *t*-1.

La particularité de la classe des modèles multivariés de corrélations conditionnelles dynamiques (DCC) est que la matrice R_{t-1} peut évoluer dans le temps. Cette spécification est présentée pour la première fois par Engle (2002). Bollerslev (1990), dans le modèle de *constant conditional correlations* (CCC) n'admet pas une variation temporelle de la matrice des corrélations conditionnelles. Cette approche sera discutée dans la présentation du modèle DCC, section 3.2. Autrement dit, on admet des corrélations entre les actifs qui ne sont pas nécessairement constantes, mais dynamiques. Il existe d'autres classes de modèle à facteur d'hétéroscédasticité conditionnelle, présentés par King et coll. (1994) d'ailleurs, où l'on pose comme hypothèse que les facteurs communs non observables sont conditionnellement hétéroscédastique.

On peut alors procéder à la décomposition de Σ_{t-1} en allouant des spécifications séparées pour la volatilité conditionnelle et la corrélation conditionnelle des rendements des *m* actifs. Une spécification largement utilisée est le modèle GARCH (1,1), donc $\sigma^2_{i,t-1}$ tenant compte de l'ensemble d'information Ω_{t-1} est

$$V\left(r_{it} \mid \Omega_{t-1}\right) = \sigma^2_{i,t-1} = \bar{\sigma}^2_i\left(1-\lambda_{1i}-\lambda_{2i}\right)+\lambda_{1i}\sigma^2_{i,t-2}+\lambda_{2i}r^2_{i,t-1} \qquad (6)$$

où $\bar{\sigma}^2_i$ est la variance non conditionnelle du *i*-ème rendements des actifs. Ne pas confondre le *V* de l'équation (6) avec le *V* de la section présentant le modèle de base de la *VaR*. Si l'on impose au processus la restriction $\lambda_{1i}+\lambda_{2i}=1$, alors la variance non conditionnelle n'est plus présente et l'on se retrouve avec une forme de GARCH appelé *l'integrated GARCH (IGARCH)*. D'après Pesaran et Pesaran (2007), cette pratique a pour effet d'adoucir de façon exponentielle les rendements et la variance du terme $r^2_{it}s^2$.

$$\sigma^2_{i,t-1}(\lambda_i) \;=\; \left(1-\lambda_i\right) \;\sum_{s=1}^{\infty} \;\; \lambda_i^{s-1} \;\; r^2_{i,t-s} \qquad (7)$$

Le paramètre λ_i sera compris entre 0 et 1. L'on peut alors réécrire l'équation (7), de manière récursive, de la façon suivante.

$$\sigma^2_{i,t-1}(\lambda_i)=\lambda_i \sigma^2_{i,t-2}+(1-\lambda_i) r^2_{i,t-2} \ . \tag{8}$$

Engle (2002) propose l'application de lissage exponentiel suivante pour toutes les corrélations des croisements d'actifs appliqués aux rendements standardisés z_{it} . D'abord

$$\hat{\rho}_{ij,t-1}(\phi)=\frac{\sum_{s=1}^{\infty} \phi^{s-1} z_{i,t-s} z_{j,t-s}}{\sqrt{\sum_{s=1}^{\infty} \phi^{s-1} z^2_{i,t-s}} \sqrt{\sum_{s=1}^{\infty} \phi^{s-1} z^2_{i,t-s}}} \tag{9}$$

où les rendements standardisés sont définis comme suit.

$$z_{it}=\frac{r_{it}}{\sigma_{i,t-1}(\lambda_i)} \ . \tag{10}$$

Compris dans l'équation (9), ϕ est le coefficient de corrélations conditionnelles. Pour l'estimation des paramètres inconnus $\lambda_{1,} \lambda_{2,} \ldots, \lambda_m$ et ϕ , Engle (2002) propose une procédure en deux étapes où la première est d'estimer les paramètres de la variance conditionnelle des rendements d'actifs de façon individuelle pour les *m* actifs du portefeuille. De façon plus précise, avoir recours à des GARCH (1,1) univariés pour l'estimation des λ_m et ensuite estimer par la méthode du maximum de vraisemblance les coefficients de corrélations conditionnelles. Il a une hypothèse très forte ici, nous présumons que les rendements journaliers ont une distribution conditionnelle normale. Même si les rendements journaliers sont conditionnellement gaussiens, l'approche en deux étapes peut sous-estimer le risque du portefeuille selon Pesaran et Pesaran (2007).

3.1.2 Corrélation conditionnelle basée sur les volatilités réalisées

Pesaran et Pesaran (2007) suggèrent alors une autre formulation pour les mesures de corrélations conditionnelles de la volatilité réalisé des *m* actifs. L'objectif est de rendre les rendements approximativement gaussiens en utilisant la volatilité réalisée quand elle n'est pas disponible en *t*. La corrélation conditionnelle des rendements dévolatilisés entre l'actif *i* et *j* sera alors

$$\bar{\rho}_{ij,t-1}(\phi)=\frac{\sum_{s=1}^{\infty}\phi^{s-1}\bar{r}_{i,t-s}\bar{r}_{j,t-s}}{\sqrt{\sum_{s=1}^{\infty}\phi^{s-1}\bar{r}_{i,t-s}^{2}}\sqrt{\sum_{s=1}^{\infty}\phi^{s-1}\bar{r}_{j,t-s}^{2}}} \tag{11}$$

où $\bar{\rho}_{ij,t-1}(\phi)$ sera compris entre -1 et 1 pour toute valeur de ϕ se trouvant dans le même intervalle. L'équation (11) requiert l'usage de données intrajournalières. Ces données seraient calculées par la somme au carré des multiples observations intrajournalières ce qui donnerait la volatilité réalisée journalière. Andersen et coll. (2001) démontrent que la volatilité réalisée dans ce cas serait très près (arbitraire) de la volatilité intégrée du sous-jacent. Dans le cas présent, il serait alors préférable d'avoir recours à une transformation des rendements qui tend vers une distribution gaussienne sans avoir recours à l'usage de rendements intrajournaliers. Cet usage peut s'avérer exigeant en nombre d'observations pour tout *m* inclus dans l'échantillon initial.

Il existe un grand nombre de sauts dans l'observation des rendements journaliers, cela fait en sorte que les distributions des rendements sont non gaussiennes, d'où l'importance des transformations initiales des rendements. Nous pouvons remarquer que les rendements standardisés de l'équation (10) ne tiennent pas compte des problèmes de sauts des rendements, car le dénominateur de z_{it} est basé sur les rendements passés et non les rendements journaliers r_t. Dans un article récent, Pesaran et Pesaran (2010) se servent de rendements hebdomadaires pour contrer ce problème. L'usage de données à la semaine à aussi l'avantage de régler les problèmes de synchronicité entre les marchés. Cette mesure admet cependant une perte d'information sur l'étendue échantillonnale. D'où l'usage de

données journalières pour cette étude.

Si l'on fait aussi abstraction des données intrajournalières, l'estimation de σ_{it} basé sur les rendements journaliers sera la suivante, celle-ci inclut les rendements r_{it}.

$$\bar{\sigma}^2_{it}(p)=\frac{\sum_{s=0}^{p-1} r^2_{i,t-s}}{p}. \tag{12}$$

Pesaran et Pesaran (2007) déterminent que le paramètre de retard pour les rendements journaliers devrait être *p*=20. Ils précisent aussi que l'inclusion de la valeur courante des rendements aux carrés est primordiale dans la transformation de $\tilde{r}_{it}$. Le dénominateur *p* agit alors comme paramètre (coefficient) de lissage des rendements. Il serait intéressant d'observer les différences d'estimations de paramètres du modèle ainsi que les résultats pour les estimations de la *VaR* à partir de coefficients de lissage différent. Un choix de *p*=10 et *p*=5 seront aussi retenus.

Donc, $\tilde{r}_{it}\approx\frac{r_{it}}{\bar{\sigma}_{it}(p)}$ devrait être approximativement gaussien, soit approximativement avoir une moyenne de 0 et d'une variance de 1. L'équation des rendements dévolatilisés $\bar{r}_{it}$ sera alors la suivante où le dénominateur est le résultat de l'équation (12).

$$\tilde{r}_{it}=\frac{r_{it}}{\bar{\sigma}^{réalisé}_{it}} \tag{13}$$

Pour éviter toute confusion, $(\tilde{r})_{it}$ fait référence aux rendements dévolatilisés et z_{it} au rendements standardisés. Une analyse et comparaison entre les rendements journaliers, les rendements journaliers standardisés et les rendements journaliers dévolatilisés sera effectuée dans une partie subséquente de cet ouvrage à la section 4.1.

3.1.3 Possibilité d'analyse en temps réel et mise à jour du modèle *t*-DCC

Il serait très difficile d'estimer les paramètres du modèle pour tout *t*, c'est donc pour cette raison qu'Engle (2002) propose une réécriture récursive pour l'estimation du processus d'évaluation. La remise à jour des paramètres du modèle sera examinée de manière plus approfondie dans la section 3.1.6. Le calcul suivant de $\rho_{ij,t-1}$ est donc similaire à l'équation (11).

$$\bar{\rho}_{ij,t-1}(\phi)=\frac{q_{ij,t-1}}{\sqrt{q_{ii,t-1}q_{jj,t-1}}} \tag{14}$$

où

$$q_{ij,t-1}=\phi\, q_{ij,t-2}+(1-\phi)\bar{r}_{i,t-1}\bar{r}_{j,t-1}\,. \tag{15}$$

L'équation récursive de $\hat{\rho}_{ij,t-1}(\phi)$ est identique outre le fait que les rendements dévolatilisés sont utilisés au lieu des rendements standardisés z_{it} de l'équation (10). L'écriture de (14) et (15) n'admettent pas un retour à la moyenne (*non mean-reverting*). De façon plus générale, le processus de retour à la moyenne (*mean-reverting*) peut être réécrit comme suit à l'aide des rendements dévolatilisés.

$$q_{ij,t-1}=\bar{\rho}_{ij}(1-\phi_1-\phi_2)+\phi_1 q_{ij,t-2}+\phi_2\tilde{r}_{i,t-1}\tilde{r}_{j,t-1}\,. \tag{16}$$

$\bar{\rho}_{ij}$ est la corrélation inconditionnelle de r_{it}, r_{jt} où $\phi_1+\phi_2\leq 1$. Les résultats présentés dans le tableau 4.2 démontrent que la somme de ϕ_1 et ϕ_2 tend à 1. Si l'on impose au processus un non-retour à la moyenne, les paramètres doivent égaler 1, soit $\phi_1 + \phi_2 = 1$. Dans cette étude empirique, le processus de retour à la moyenne ainsi que le non-retour à la moyenne seront retenus, ceci pour les rendements dévolatilisés avec des coefficients de retards (*p*) de 20, 10 et 5.

3.1.4 Cas particulier du processus de retour à la moyenne des corrélations conditionnelles

Une estimation des volatilités non conditionnelles et des coefficients de corrélations non conditionnelles sont aussi nécessaires dans le cas précis du processus de retour à la moyenne. Pesaran et Pesaran (2007) proposent les transformations suivantes pour l'estimation de $\bar{\sigma}_{i,t}^2$ et $\bar{\rho}_{ij,t}$.

$$\bar{\sigma}_{i,t}^2 = \frac{\sum_{\tau=1}^{t} r_{i\tau}^2}{t} \tag{17}$$

$$\bar{\rho}_{ij,t} = \frac{\sum_{\tau=1}^{t} r_{i\tau} r_{j\tau}}{\sqrt{\sum_{\tau=1}^{t} r_{i\tau}^2} \sqrt{\sum_{\tau=1}^{t} r_{j\tau}^2}} \tag{18}$$

Il est alors possible d'adopter des changements à l'index *t* pour laisser place à une estimation en temps réel de façon récursive. Il serait alors envisageable de sélectionner des périodes précises pour la remise à jour des estimations.

3.1.5 Estimation du modèle *t*-DCC par maximum de vraisemblance

Prenons la forme la plus générale qui admet les spécifications de retour à la moyenne. Pour le modèle DCC (1,1) proposé par Engle (2002), les paramètres inconnus sont de dimensions *2m*+3 où les *2m* coefficients sont $\lambda_1 = (\lambda_{11}, \lambda_{12}, \ldots, \lambda_{1m})'$ et $\lambda_2 = (\lambda_{21}, \lambda_{22}, \ldots, \lambda_{2m})'$, soit les paramètres autorégressifs et d'innovations estimées de façon univariée par la volatilité conditionnelle historique des rendements des *m* actifs. Les trois autres coefficients sont ϕ_1 et ϕ_2 , les paramètres de la mesure des corrélations conditionnelles et ν est le degrés de liberté de la distribution multivariée *t.* Les paramètres $\bar{\sigma}_i^2$ et $\bar{\rho}_{ij}$ des équations (6) et (16) font référence à la volatilité inconditionnelle et la corrélation des rendements qui peuvent être estimé pour chaque période prédéterminée, soit 2001-2010, 2001-2007, etc. ainsi que pour

tout t des périodes d'échantillons prédéterminés. De cette façon, il sera alors possible de remettre à jour l'ensemble d'information ($\bar{\sigma}_i^2$ et $\bar{\rho}_{ij}$) sans avoir à le faire pour tous les paramètres $2m+ \phi_1 + \phi_2 + \nu$. Le modèle *t*-DCC aura alors une vraisemblance conditionnelle de *Student,* et ce, par l'estimation des corrélations conditionnelles par les rendements dévolatilisés.

Les paramètres inconnus sont alors :

$$\theta=(\lambda_1, \lambda_2, \phi_1, \phi_2, \nu)' .$$

Connaissant les rendements de $r_1, r_{2,} r_{3,} \ldots, r_t$ disponible à *t*, la fonction log du maximum de vraisemblance basée sur la décomposition $\Sigma_{t-1}= D_{t-1} R_{t-1} D_{t-1}$ sera la suivante;

$$l_t(\theta)=\sum_{\tau=s}^{t} f_\tau(\theta) \tag{19}$$

où l'échantillon $s < t$ est le début de la période d'estimation. La fonction de densité multivariée avec ν degrés de liberté sous les spécifications *t*-DCC est $f_\tau(\theta)$. On peut alors réécrire cette fonction basée sur la décomposition de Σ_{t-1} vu ci-haut.

$$f_\tau(\theta)= -\frac{m}{2} \ln(\pi)-\frac{1}{2} \ln\left|R_{\tau-1}(\theta)\right|-\ln\left| D_{\tau-1}(\lambda_1, \lambda_2) \right| +\ln\left(\Gamma\left(\frac{m+\nu}{2}\right) / \Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)\right)$$

$$-\frac{m}{2} \ln(\nu-2) -\left(\frac{m+\nu}{2}\right) \ln\left(1+\frac{e_\tau' D_{\tau-1}^{-1}(\lambda_{1,} \lambda_2) R_{\tau-1}^{-1}(\theta) D_{\tau-1}^{-1}(\lambda_{1,} \lambda_2) e_\tau}{\nu-2}\right) \tag{20}$$

où

$$e_\tau = r_\tau - \mu_{\tau-1}$$

et

$$\ln\left|\ D_{\tau-1}(\lambda_1,\lambda_2)\ \right| \ =\ \sum_{i=1}^{m}\ \ln\ [\sigma_{i,\tau-1}\ (\lambda_{1i}.\lambda_{2i})]\ . \qquad (21)$$

Il a une différence considérable entre le *t*-DCC et le DCC dans l'estimation de la fonction de densité. La matrice des corrélations R_{t-1} dépend de λ_1 et λ_2 ainsi que des paramètres dynamiques ϕ_1 et ϕ_2 sous les spécifications du modèle DCC d'Engle (2002). Ce n'est pas le cas pour le modèle *t*-DCC car l'usage de la dévolitisation des rendements par l'opérateur de retard *p* fait en sorte que la matrice des corrélations R_{t-1} dépend seulement des paramètres dynamiques ϕ_1 et ϕ_2 , et non de λ_1 et λ_2 .

Prenons l'échantillon de rendements suivant du début de 2001 à la fin 2009, soit T et l'échantillon d'évaluation des rendements de l'année 2010, soit N. De toute évidence, il faut que T>N. Il est alors possible, par maximum de vraisemblance, d'estimer les coefficients inconnus compris dans θ pour l'échantillon des rendements T, soit $r_{1,}r_{2,}\ldots,r_T$. Donc, la maximisation de $l_t(\theta)$ pas rapport à θ sera $\hat{\theta}_t$ dénoté par l'équation suivante,

$$\hat{\theta}_t = Arg\ \max_{\theta}\ [l_t\ (\theta)]\ \text{, et ce pour T.} \qquad (22)$$

Dans le cadre de ce travail, les échantillons T sont prédéfinis sous 4 ensembles énumérés dans le chapitre II. Pour un gestionnaire, il pourrait être concevable d'estimer les paramètres sur une base plus fréquente, soit à la semaine, au deux semaines ou plus typiquement au mois. Il n'est pas clair sur la période optimale de remise à jour d'estimations des paramètres selon Pesaran et Pesaran (2007). Il faut aussi considérer le nombre d'actifs compris dans le portefeuille, ce qui pourrait entraîner un temps élevé pour l'estimation. Donc, la remise à jour des paramètres dépend largement du coût des traitements des estimations, du temps de remise à jour, ainsi que de la valeur ajoutée des remises à jour en question.

Il serait possible d'intégrer la période de remise à jour de paramètres pour la maximisation

(22). Supposons une remise à jour mensuelle soit au 20 jours ouvrables, h = 20. Les paramètres seraient alors estimés 12 fois sur la période N. La réécriture sous la forme générale est la suivante.

$$\hat{\theta}_t = Arg\max_{\theta} [l_t(\theta)] \text{ où } t = T, T+h, T+2\text{h}..., T+N \tag{23}$$

Les erreurs type de l'estimation par maximum de vraisemblance peuvent alors être calculé utilisant la formulation asymptotique suivante où l'expression analytique est élaborée par Florentini et coll. (2003).

$$\hat{Cov}(\hat{\theta}_t) = \left[\sum_{\tau=s}^{t} \left(\frac{-\delta^2 f_\tau(\theta)}{\delta\theta\delta\theta'} \right)_{\theta=\hat{\theta}_t} \right]^{-1}$$

L'estimation des paramètres du modèle *t*-DCC est très parcimonieuse si l'on compare avec d'autres modèles de la classe GARCH. Les inconnus augmentent de façon linéaire avec le nombre d'actifs inclus dans le portefeuille initial. La majorité des estimations de paramètres de la classe GARCH multivariés augmentent de façon quadratique en fonction des actifs initiaux. Engle (2002) propose l'estimation θ pour le DCC en deux étapes, soit l'estimation d'un GARCH univarié pour tout les actifs et ensuite l'estimation des coefficients de corrélation. Cette méthode n'est pas possible pour le modèle *t*-DCC si l'on considère la distribution de loi de *Student* présumé dans le modèle élaboré ci-haut. Si l'estimation de paramètres était celle proposée par Engle (2002), en deux étapes, chaque actif aurait une estimation de paramètres comprenant son propre degré de liberté. Cela serait alors problématique, car l'estimation des coefficients dynamiques doit avoir le même degré de liberté pour tous les actifs.

3.1.6 La valeur exposée aux risques pour le modèle *t*-DDC

Pesaran et Pesaran (2007) proposent une méthode, élaborée dans cette section, pour le calcul de la valeur exposée aux risques. Si l'on considère le portefeuille initial comprenant *m* actifs,

le vecteur de rendements de r_t et le vecteur de poids prédéterminé w sera $m\,x\,1$, le rendement de ce portefeuille sera alors donné par l'équation (24). Dans ce travail, le vecteur de poids *w* aura 15 valeurs différentes. 12 vecteurs *w* sélectionneront chaque actif de façon individuelle, 2 vecteurs de sélection représenteront les deux regroupements d'actifs (portefeuille de devises étrangères et portefeuille de marché) de façon équipondéré et finalement le portefeuille de tous les actifs sera aussi équipondéré. Ces résultats sont présentés dans le chapitre IV. Le rendement du portefeuille est alors

$$\mathrm{P}_t \;=\; w_{t-1}^{'}\;\; r_t\,. \tag{24}$$

La *VaR* espérée du portefeuille à la fermeture des marchés en $t-1$ avec probabilité $1-\alpha$ est dénotée de la façon suivante $VaR(w_{t-1},\alpha)$ et

$$Pr\,[\,P_t \;<\; -VaR(w_{t-1},\alpha)\;\mid\;\Omega_{t-1}] \le \alpha\,.$$

Cette équation démontre que la probabilité que le prix de l'actif soit plus petit qu'une certaine valeur et que celle-ci soit plus petite ou égale à une certaine probabilité d'alpha prédéfinit. L'ensemble d'information est alors Ω_{t-1} où sous les hypothèses du modèle *t*-DCC, P_t aura une distribution *t* de *Student*. La moyenne de P_t est $w_{t-1}^{'}\mu_{t-1}$, la variance est $w_{t-1}^{'}\Sigma_{t-1}w_{t-1}$ et ν degrés de liberté. La variable z_t définie comme étant

$$z_t = \sqrt{\frac{\nu}{\nu-2}}\;\left(\frac{w_{t-1}^{'}\;\; r_t - w_{t-1}^{'}\mu_{t-1}}{\sqrt{w_{t-1}^{'}\Sigma_{t-1}w_{t-1}}}\right).$$

z_t conditionnelle à l'ensemble d'information Ω_{t-1} aura une distribution *t* avec ν degrés de liberté. Dénotons la fonction de distribution cumulative de *Student* par $F_\nu(z)$, la *VaR* sera alors la résolution de l'équation suivante.

$$F_{\nu}\left(\frac{-VaR(w_{t-1},\alpha)-w_{t-1}^{'}\mu_{t-1}}{\sqrt{\frac{\nu-2}{\nu}\ (w_{t-1}^{'}\Sigma_{t-1}w_{t-1})}}\right)\ \leq\ \alpha$$

où F_{ν} est une fonction monotone et continue de *z*, alors

$$\frac{-VaR(w_{t-1},\alpha)-w_{t-1}^{'}\mu_{t-1}}{\sqrt{\frac{\nu-2}{\nu}\ (w_{t-1}^{'}\Sigma_{t-1}w_{t-1})}}\ =\ F_{\nu}^{-1}(\alpha)\ =\ -c_{\alpha}\,.$$

Donc, c_{α} est la valeur critique de la distribution de *Student* contenant ν degrés de liberté. Il est possible de réécrire cette équation de la façon suivante où $\tilde{c}_{\alpha}\ =\ c_{\alpha}\sqrt{\frac{\nu-2}{\nu}}$.

$$VaR(w_{t-1},\alpha)\ =\ \tilde{c}_{\alpha}\sqrt{(w_{t-1}^{'}\Sigma_{t-1}w_{t-1})}-w_{t-1}^{'}\,\mu_{t-1} \qquad (25)$$

La formulation de l'équation (25) rend le calcul de la valeur exposée aux risques relativement simple. La *VaR* pour la période *t* sera alors la solution de cette équation. Remarquons que pour l'estimation de paramètres donnée, seule la matrice de variance-covariance doit être remise à jour ainsi que la moyenne qui peut facilement être calculée. Si nous considérons l'hypothèse où l'information de notre échantillon d'évaluation N est disponible à tous les jours de fermeture des marchés sur la période de l'échantillon. Il suffit alors de remettre à jour la matrice de variance-covariance à l'aide des paramètres θ estimer en T, soit l'échantillon utilisé pour l'estimation du *t*-DCC par maximum de vraisemblance de la section 3.1.5. La moyenne μ_{t-1} doit aussi être remis à jour pour tous *t* de la même période couverte par l'échantillon d'évaluation N, mais nous avons déterminé qu'elle devrait tendre vers 0.

La *VaR* est donc calculé pour chaque N à une valeur critique $\tilde{c}_{\alpha}$ de 1 % et 5 %, ce pour des valeurs exposées aux risques à 1 jour. Cela nous donnera l'estimation de la pire perte potentielle de cette période. La *VaR* en *t* sera alors calculé à l'aide de l'information en *t*-1, la

VaR en *t*+1 sera calculé avec l'information disponible en *t*, ainsi de suite jusqu'à t+N-1. Si nous prenons un N=258, la *VaR* estimée ne devrait pas être dépassée par les rendements réalisés plus de 2,58 fois pour une valeur critique de 1 % ainsi que de 12,9 fois pour une valeur critique de 5 %.

Dans le cadre de cet ouvrage, il sera intéressant de simplement observer le nombre de fois que l'estimation de la *VaR* échoue pour un échantillon d'évaluation donné pour une *Var* de 1 % et 5 %. La comparaison entre les modèles *t*-DCC et DCC ainsi que les différentes spécifications d'échantillons d'estimations de paramètres seront présentés dans le chapitre IV.

3.2 Modèle de corrélations conditionnelles dynamiques DCC

La notation utilisée dans la présentation du modèle *t*-DCC tentera d'être conservé, dans cette section, pour présenter le modèle DCC. Tout comme le *t*-DCC, l'approche estime les variances et les corrélations conditionnelles du portefeuille initial composé de *m* actifs. Comme nous l'avons mentionné, Engle (2002) propose une estimation des paramètres en deux étapes. Il s'agit en premier lieu d'estimer la variance conditionnelle de chaque actif *m* du portefeuille à l'aide d'un processus *GARCH* univarié. Il sera alors possible de construire la matrice diagonale des variances conditionnelles. Pour la deuxième étape, il s'agit de prendre la première estimation des résidus standardisés qui serviront à modéliser les corrélations dynamiques de façon autorégressive.

3.2.1 La modélisation de la matrice de corrélations conditionnelles des rendements.

Nous avons vu que la matrice de variance-covariance conditionnelle est donnée par l'équation (5).

$$\Sigma_{t-1} = D_{t-1} R_{t-1} D_{t-1} .$$

Où Σ_{t-1} est une matrice $m \ x \ m$, D_{t-1} est une matrice diagonale conditionnelle de volatilités

(écarts-type) où la racine carrée des éléments de la diagonale dans $\Sigma_{t-1} = V(r_t \mid \Omega_{t-1})$, sur cette diagonale. Il est seulement possible de réécrire la matrice de covariance conditionnelle sous l'expression (5). La matrice de corrélations conditionnelles R_{t-1} est aussi $m \ x \ m$. Cette écriture n'engendre encore aucune simplification d'une perspective de modélisation, car nous devons estimer la matrice des corrélations conditionnelles. Bollerslev (1990) propose et présume que la variation temporelle de la covariance est uniquement entraînée par les variations des volatilités (écarts-type) conditionnelles gardant les corrélations conditionnelles constantes.

$$R_{t-1} \equiv R \ .$$

Ceci réduit largement le nombre de paramètres à estimer. Il est aussi possible de procéder avec l'approche en deux étapes. Les estimations univariées de *m* actifs à l'aide du modèle *GARCH* résulteraient à l'estimation de la matrice diagonale $\hat{D}_{t-1}$. Il est alors possible de définir un vecteur *mx1* des résidus standardisés pour chaque processus univarié où

$$\hat{\epsilon}_t \ = \ \hat{D}_t^{-1}(Y_t - \hat{\mu}_t) \ . \tag{26}$$

$\hat{D}_t^{-1}$ et $\hat{\mu}_t$ sont conditionnels à l'information en *t*-1.

Il est alors simple d'estimer la matrice R.

$$\hat{R} \ = \ \frac{1}{T} \sum_{t-1}^{T} \ \hat{\epsilon}_t \hat{\epsilon}_t' \ .$$

Il est important de noter que l'estimation de R sera alors garantie d'être définie positive. Les éléments de la diagonale seront alors des uns et tous les autres éléments seront compris entre moins un et un.

Dépendant de la constitution du portefeuille et de l'horizon d'estimations, il peut parfois être raisonnable d'admettre que les corrélations conditionnelles peuvent être constantes. Il ne serait pas judicieux dans le cas présent d'avancer cette hypothèse simplement car les échantillons servant à l'estimation sont beaucoup trop grands. Nous devons donc nous tourner vers une modélisation temporelle des corrélations. Engle (2002) a proposé un cadre d'estimation pratique où la variation temporelle des corrélations est caractérisée par un GARCH (1,1), soit l'équation (6) et la matrice des variances inconditionnelles des résidus standardisés de l'équation (16). Reprenons ces deux équations.

$$V\ (r_{it} \mid \Omega_{t-1}) = \sigma^2_{i,t-1} = \bar{\sigma}^2_i (1 - \lambda_{1i} - \lambda_{2i}) + \lambda_{1i}\sigma^2_{i,t-2} + \lambda_{2i} r^2_{i,t-1}$$

et

$$q_{ij,t-1} = \bar{\rho}_{ij}(1 - \phi_1 - \phi_2) + \phi_1 q_{ij,t-2} + \phi_2 \tilde{r}_{i,t-1}\tilde{r}_{j,t-1} \ .$$

Nous pouvons alors prendre la notation suivante.

$$Q_t \ = \ (1 - \phi_1 - \phi_2)\hat{R} + \phi_1 Q_{t-1} + \phi_2(\hat{\epsilon}_{t-1}\hat{\epsilon}_{t-1}) \tag{27}$$

où $\hat{\epsilon}_{t-1}\hat{\epsilon}'_{t-1} \ \equiv \ \tilde{r}_{i,t-1}\tilde{r}_{j,t-1}$ et $\hat{R} \equiv \bar{\rho}$.

Cette récursivité en (16) et (27) nous garantie que Q_t sera une matrice symétrique définie positive, mais les termes individuels ne sont pas nécessairement compris entre moins un et un. Nous devons donc avoir recours à la standardisation des éléments Q_t pour parvenir à une estimation adéquate de la matrice des corrélations conditionnelles. Elle sera réécrite comme suit :

$$\hat{\rho}_{ij,t} \ \equiv \ (\hat{R}_t)_{ij} \ = \ \frac{(Q_t)_{ij}}{(Q_t)^{1/2}_{ii}(Q_t)^{1/2}_{jj}} \tag{28}$$

Le modèle DCC estimera les corrélations conditionnelles par les rendements standardisés.

Autrement dit, la différence entre le modèle *t*-DCC et DCC sera cette transformation apportée aux rendements pour les estimations de corrélations conditionnelles. Tout comme le modèle CCC de Bollerslev (1990), le modèle DCC est aussi assez parcimonieux. Il requiert *m* estimations univariées ainsi que 2 paramètres de lissage exponentiel. Il est tout de fois moins parcimonieux que le modèle *t*-DCC proposé par Pesaran et Pesaran (2007).

3.2.2 Estimation du modèle DCC par maximum de vraisemblance

Engle et Sheppard (2001) ont démontré que l'estimation des paramètres de l'équation (28), qui caractérise la dépendance dynamique en Q_t et de ce fait en R_t, peuvent être estimé dans la seconde étape en maximisant de façon partielle de log du maximum de vraisemblance de la fonction suivante. La vraisemblance du modèle DCC sera alors conditionnellement gaussienne, et ce, par les estimations des corrélations conditionnelles apportées par les transformations des rendements par la standardisation des rendements.

$$\log L(\theta) = -\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\left(\log|R_t(\theta)| - \hat{\varepsilon}_t' R_t(\theta)^{-1}\hat{\varepsilon}_t\right) \tag{29}$$

où $\hat{\varepsilon}_t$ se réfère à la première étape d'estimation de l'équation définie en (26).

De façon plus générale,

$$\log L(\theta) = -\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\left(\log|D_t R_t D_t| - \hat{\varepsilon}_t' R_t(\theta)^{-1}\hat{\varepsilon}_t\right)$$

où la vraisemblance sera

$$\log L(\theta) = -\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\left(\log|D_t R_t D_t| + \hat{\varepsilon}_t' \hat{\varepsilon}_t\right).$$

Si l'on réécrit cette équation en deux parties.

$$\log\ L(\theta)\ =\ -\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\left(\log|D_t| + \hat{\varepsilon}_t^{'}\,\hat{\varepsilon}_t\right) \leftarrow Q_1 L_T(\theta_1^*) \tag{30}$$

et

$$-\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\left(\log|R_t| + \hat{\varepsilon}_t^{'}\,R_t(\theta)^{-1}\hat{\varepsilon}_t - \hat{\varepsilon}_t^{'}\,\hat{\varepsilon}_t\right) \leftarrow Q_2 L_T(\theta_1^*, \theta_2^*)\,. \tag{31}$$

Nous avons alors θ_1^* , les paramètres de variance conditionnelle D_t et θ_2^* , les paramètres de la corrélation conditionnelle R_t . La fonction de vraisemblance peut alors se réécrire de la façon suivante;

$$L_T(\theta) = Q_1 L_T(\theta_1^*)\ +\ Q_2 L_T(\theta_1^*, \theta_2^*)$$

Les deux étapes de maximisation se retrouvent alors, de façon plus précise, là où les paramètres de (30) sont

$$(\theta_1^*) = argmax\left(Q_1 L_T(\theta_1^*)\right) \tag{32}$$

et là où les paramètres de (31) sont

$$(\theta_2^*) = argmax\left(Q_2 L_T(\theta_1^*, \theta_2^*)\right)\,. \tag{33}$$

3.2.3 La valeur exposée aux risques pour le modèle DCC

Si nous reprenons l'équation (25), il suffit de modifier $\tilde{c}_\alpha$ pour obtenir l'équation qui évaluera la *VaR* pour le DCC. $\tilde{c}_\alpha$ sera alors simplement α pour le DCC, soit un quantile donné d'une distribution normale centrée réduite. Les quantiles sélectionnés α seront de 1 % et de 5 % pour l'estimation de *VaR* de 1 jour.

$$VaR(w_{t-1}, \alpha)\ =\ \alpha\sqrt{(w_{t-1}^{'}\Sigma_{t-1}w_{t-1})} - w_{t-1}^{'}\,\mu_{t-1} \tag{34}$$

Il sera important de mettre à jour la matrice des variances et covariances, ainsi que la matrice

des corrélations pour toutes périodes des échantillons d'évaluations. Nous faisons aussi l'hypothèse que toute information relative aux rendements est disponible à chaque jour. Autrement dit, les paramètres ne seront estimés qu'une seule fois pour l'échantillon d'estimations sélectionné, mais l'ensemble d'information sera remis à jour pour tout t de la période d'évaluation. Cela donnera alors une *VaR* pour toute les journées de l'échantillon d'évaluation sélectionnée.

CHAPITRE IV

PRÉSENTATION DES RÉSULTATS

4.1 Statistiques descriptives et transformations des rendements

À présent, nous avons présenté deux types de transformations aux rendements des actifs inclus dans les portefeuilles initiaux. D'après Pesaran et Pesaran (2010), la dévolatilisation des rendements, à partir de l'équation (13), fonctionne très bien en pratique. Ils établissent que le coefficient de dévolatilisation (p) devrait être de 20 ce qui rendra les rendements approximativement gaussiens. Le modèle DCC a comme hypothèse initiale que la distribution des rendements conditionnelle doit être gaussienne. Ceci n'est pas observé pour les rendements journaliers sans transformation. D'où l'importance d'avoir recours à une transformation initiale de ces rendements pour qu'ils tendent vers cette hypothèse initiale.

Bollerslev et Wright (2001) démontrent que les rendements journaliers de devises étrangères et d'indice de marché tendent vers une distribution gaussienne quand elles sont standardisées par la volatilité réalisée. Cette standardisation est le résultat de l'équation (10) vue précédemment.

Cette transformation est importante d'après Embrechts et coll. (2003) qui avancent que l'usage de rendements non gaussiens peut mener à des biais dans les résultats pour les estimations des corrélations comme mesure de dépendance, et ce, pour des estimations futures de la *VaR*. Donc, plus l'hypothèse initiale est satisfaite, plus les résultats des estimations devraient être significatifs.

Les transformations seront alors nécessaires pour tout échantillon préétabli dans le chapitre II. Voici une présentation des rendements, rendements standardisés et des rendements dévolatilisés (à l'aide d'un coefficient de retard de 20 et 5) pour les trois échantillons qui serviront aux estimations des paramètres, et ce, pour les deux modèles.

Tableau 4.1

Rendements, rendements standardisés et dévolatilisés de la période 2001-01-03 à 2009-12-30

	Rendements				Rendements standardisés			
	moyenne	écart-type	asymétrie	kurtosis	moyenne	écart-type	asymétrie	kurtosis
Devises								
CAN	0,0173	0,6214	-0,0737	6,8274	0,0267	0,7541	-0,0735	3,8176
EURO	0,0208	0,6557	0,1282	4,7544	0,0307	0,7948	0,0600	3,6677
AUD	0,0247	0,9197	-0,5145	16,1562	0,0309	0,9013	-0,4577	5,4425
GBP	0,0053	0,6092	-0,3971	6,1203	0,0120	0,7574	-0,1389	3,7465
CHF	0,0219	0,6987	0,1702	4,7287	0,0294	0,8267	0,1487	3,8632
JPY	0,0108	0,6700	0,0898	6,6783	0,0126	0,8031	0,1809	4,5069
Marchés								
SP500	0,0012	1,3644	0,1222	12,1662	0,0012	1,0842	-0,1248	5,0304
FTSE	0,0042	1,3318	0,0663	9,9954	0,0024	1,0675	-0,1429	4,7422
CAC	-0,0034	1,5714	0,2211	8,8744	-0,0017	1,1792	-0,0556	4,8817
DAX	0,0106	1,6694	0,2610	7,9058	0,0105	1,2182	-0,0679	4,5159
NIKKEI	0,0005	1,5620	-0,4372	8,2690	-0,0037	1,1931	-0,3308	4,1585
TSX	0,0191	1,2106	-0,6881	11,8437	0,0246	1,0233	-0,5413	5,3301
	Rendements dévolatilisés (p=20)				**Rendements dévolatilisés (p=5)**			
	moyenne	écart-type	asymétrie	kurtosis	moyenne	écart-type	asymétrie	kurtosis
Devises								
CAN	0,0447	0,9988	-0,0118	2,7755	0,0358	1,0018	-0,0473	2,2198
EURO	0,0482	0,9918	0,0271	2,8577	0,0527	0,9928	-0,0022	2,2747
AUD	0,0520	0,9995	-0,2083	2,8954	0,0672	0,9958	-0,1225	2,1822
GBP	0,0271	0,9972	-0,0064	2,8923	0,0322	1,0050	-0,0309	2,2644
CHF	0,0387	0,9968	0,1066	2,9447	0,0276	0,9961	0,0416	2,3286
JPY	0,0107	0,9993	0,1258	3,1864	0,0038	0,9951	0,0309	2,2488
Marchés								
SP500	0,0065	1,0039	-0,1695	3,0166	0,0163	0,9914	-0,1102	2,2678
FTSE	0,0061	1,0147	-0,1733	2,8756	0,0246	0,9974	-0,0771	2,1791
CAC	0,0050	1,0076	-0,1298	2,9355	0,0173	0,9927	-0,0413	2,2015
DAX	0,0168	1,0092	-0,1625	2,9546	0,0356	0,9895	-0,0912	2,2553
NIKKEI	0,0060	1,0103	-0,1908	3,0171	0,0111	0,9961	-0,0917	2,2260
TSX	0,0451	1,0067	-0,2941	3,0737	0,0703	0,9903	-0,1356	2,2581

Tableau 4.2

Rendements, rendements standardisés et dévolatilisés de la période 2001-01-03 à 2007-12-30

	Rendements				Rendements standardisés			
	moyenne	écart-type	asymétrie	kurtosis	moyenne	écart-type	asymétrie	kurtosis
Devises								
CAN	0,0245	0,4859	-0,1569	4,5954	0,0367	0,6866	-0,0639	3,6206
EURO	0,0281	0,5886	-0,0091	3,8313	0,0412	0,7623	0,0268	3,5712
AUD	0,0274	0,6865	-0,3742	4,2840	0,0359	0,8199	-0,3405	3,7988
GBP	0,0194	0,4990	-0,0228	3,5949	0,0298	0,7032	0,0058	3,4348
CHF	0,0240	0,6396	0,0702	3,7684	0,0325	0,7959	0,0993	3,5400
JPY	0,0042	0,5682	0,1881	4,0775	0,0055	0,7523	0,2195	4,1233
Marchés								
SP500	0,0081	1,0308	0,1257	5,8856	0,0064	0,9796	-0,1480	4,3918
FTSE	0,0063	1,0971	-0,0738	6,7240	0,0041	0,9883	-0,2119	3,9033
CAC	0,0064	1,3746	0,0574	6,7203	0,0070	1,1110	-0,1354	4,1983
DAX	0,0206	1,5407	0,0931	6,2526	0,0214	1,1702	-0,0989	3,7703
NIKKEI	0,0123	1,3057	-0,1713	4,5645	0,0082	1,1203	-0,2425	3,9318
TSX	0,0258	0,8503	-0,5397	6,6283	0,0322	0,9073	-0,5949	5,5512
	Rendements dévolatilisés (p=20)				**Rendements dévolatilisés (p=5)**			
	moyenne	écart-type	asymétrie	kurtosis	moyenne	écart-type	asymétrie	kurtosis
Devises								
CAN	0,0585	1,0013	-0,0177	2,7851	0,0498	0,9982	-0,0449	2,2245
EURO	0,0616	0,9915	0,0229	2,9013	0,0678	0,9923	-0,0066	2,2997
AUD	0,0591	1,0006	-0,1692	2,9012	0,0713	0,9930	-0,1039	2,1885
GBP	0,0500	0,9964	0,0232	2,9325	0,0535	1,0058	-0,0341	2,2781
CHF	0,0451	0,9959	0,1094	2,9497	0,0397	0,9960	0,0479	2,3367
JPY	0,0018	0,9980	0,1508	3,2654	-0,0046	0,9951	0,0347	2,2513
Marchés								
SP500	0,0111	1,0069	-0,1567	3,0312	0,0219	0,9916	-0,1082	2,2519
FTSE	0,0078	1,0193	-0,1748	2,7618	0,0319	0,9994	-0,0815	2,1226
CAC	0,0151	1,0092	-0,1354	2,8626	0,0296	0,9953	-0,0397	2,1726
DAX	0,0303	1,0103	-0,1707	2,8613	0,0480	0,9894	-0,1118	2,2391
NIKKEI	0,0170	1,0090	-0,1607	3,0270	0,0216	0,9990	-0,0765	2,2274
TSX	0,0568	1,0066	-0,2711	3,1252	0,0801	0,9885	-0,1085	2,2829

Tableau 4.3

Rendements, rendements standardisés et dévolatilisés de la période 2007-12-03 à 2009-12-30

	Rendements				Rendements standardisés			
	moyenne	écart-type	asymétrie	kurtosis	moyenne	écart-type	asymétrie	kurtosis
Devises								
CAN	-0,0062	0,9354	0,0347	4,5825	-0,0051	0,9406	-0,0280	3,2907
EURO	-0,0029	0,8381	0,3153	4,5921	-0,0009	0,8921	0,1864	3,6758
AUD	0,0159	1,4381	-0,4269	10,7975	0,0159	1,1148	-0,5269	5,4097
GBP	-0,0408	0,8760	-0,4492	4,7637	-0,0436	0,9052	-0,2443	3,4539
CHF	0,0153	0,8643	0,3012	4,9396	0,0190	0,9184	0,2409	4,1936
JPY	0,0323	0,9275	-0,0403	5,8928	0,0353	0,9448	0,0794	4,2608
Marchés								
SP500	-0,0213	2,1143	0,1168	7,9248	-0,0164	1,3652	-0,0616	4,4947
FTSE	-0,0028	1,9067	0,1495	7,7508	-0,0034	1,3197	0,0032	5,0604
CAC	-0,0352	2,0890	0,3740	8,0377	-0,0289	1,3822	0,1290	5,2998
DAX	-0,0218	2,0344	0,5037	8,6161	-0,0225	1,3674	0,0720	5,4306
NIKKEI	-0,0378	2,1998	-0,5170	7,0882	-0,0420	1,4060	-0,4310	3,9253
TSX	-0,0028	1,9720	-0,5108	6,4100	-0,0025	1,3262	-0,4096	3,9142
	Rendements dévolatilisés (p=20)				**Rendements dévolatilisés (p=5)**			
	moyenne	écart-type	asymétrie	kurtosis	moyenne	écart-type	asymétrie	kurtosis
Devises								
CAN	0,0026	0,9994	-0,0092	2,7108	-0,0064	1,0151	-0,0567	2,1942
EURO	0,0159	0,9909	0,0585	2,7126	0,0064	0,9947	0,0127	2,1861
AUD	0,0329	1,0043	-0,3416	2,8493	0,0536	1,0087	-0,1781	2,1472
GBP	-0,0420	1,0011	-0,0949	2,7156	-0,0376	1,0022	-0,0235	2,2062
CHF	0,0337	0,9965	0,1011	2,9495	-0,0106	0,9963	0,0265	2,2941
JPY	0,0499	1,0086	0,0383	2,9559	0,0315	0,9959	0,0215	2,2415
Marchés								
SP500	-0,0115	0,9974	-0,2048	2,9730	-0,0034	0,9905	-0,1083	2,3246
FTSE	-0,0046	1,0018	-0,1730	3,2900	0,0001	0,9931	-0,0622	2,3666
CAC	-0,0329	1,0033	-0,1119	3,2046	-0,0238	0,9856	-0,0486	2,2917
DAX	-0,0365	1,0053	-0,1488	3,2629	-0,0049	0,9924	-0,0247	2,3109
NIKKEI	-0,0331	1,0203	-0,2768	2,9525	-0,0268	0,9893	-0,1359	2,1987
TSX	0,0079	1,0092	-0,3619	2,8804	0,0369	0,9959	-0,2138	2,1663

4.1.1 Les devises étrangères

Les devises étrangères ne sont pas trop volatiles pour les périodes de 2001-01-03 à 2007-12-30. Nous pouvons noter une nette augmentation de l'écart-type des rendements pour la période précise de 2007-12-03 à 2009-12-30. Bien que cette observation soit vraie pour les rendements sans transformation, les résultats sont très similaires une fois qu'elles sont dévolatilisées, et ce, pour tout coefficient de retard et toutes périodes d'observations. La moyenne, qui est relativement proche de 0, est aussi satisfaisante pour toutes transformations des rendements.

Le quatrième moment de la distribution des rendements est relativement élevé, surtout pour l'AUD. Une distribution normale centrée réduite a un kurtosis de 3 et nous observons des valeurs entre 3,59 et 16,15 dans le cas présent pour les rendements sans transformation. Il n'est pas surprenant d'obtenir des résultats de la sorte, car cela démontre l'ampleur avec laquelle les rendements contiennent des valeurs extrêmes. Les queues des distributions des rendements seront alors plus épaisses que celle d'une distribution normale. Il est aussi habituel d'observer plus de valeurs extrêmes dans des échantillons plus grands, c'est le cas pour les périodes de 2001-01-03 à 2009-12-30 et 2001-01-03 à 2007-12-30. Une fois que les rendements des devises étrangères sont dévolatilisés, ils sont très proches d'être gaussiens. Le kurtosis de ces rendements avec un p de 5 se trouve à aplanir encore plus les queues des distributions qu'un coefficient de lissage de 20, ce qui est en quelque sorte surprenant. La dévolatisation des rendements assouplit aussi l'asymétrie pour tous les échantillons. Il n'est pas explicite sur le choix du coefficient de lissage qui améliore les séries pour le troisième moment des distributions.

La standardisation des rendements pour les devises améliore la moyenne et l'écart-type pour tous les échantillons. Cela dit, la standardisation corrige beaucoup moins les écarts-types que la dévolatilisation des rendements. Cette transformation, de façon générale, semble mieux fonctionner quand il a plus de volatilité dans les échantillons initiaux. Ceci est observable dans l'échantillon de 2007-12-03 à 2009-12-30 ou les écarts-types sont relativement proches de 1. Cette modification, où le but est d'abaisser le kurtoisis près de 3, semble moins bien

fonctionner que la dévolatisation. Les rendements standardisés auront alors plus de valeurs extrêmes restantes. Il n'y a pas d'amélioration apparente pour l'asymétrie.

4.1.2 Les indices de marché

Les rendements sans transformation des indices de marchés sont les plus volatils, et ce, pour tous les échantillons d'estimations. Ceci est accentué pour l'échantillon couvrant la période de la crise financière de 2008 à 2009 où les écarts-types sont tous proches de 2 et les moyennes sont négatives. Il est important de noter qu'une moyenne négative n'admet pas nécessairement une perte cumulative d'un actif sur la période échantillonnée, ceci est dû à l'asymétrie des rendements. Les marchés ont malgré tout été en baisse durant la période de 2008 à 2009. Il est aussi possible d'observer de hauts kurtosis, surtout durant la période couvrant la crise. Le kurtosis pour l'échantillon de 2001-01-03 à 2007-12-30 est de 4,5 à 6,2 et pour l'échantillon de 2001-01-03 à 2009-12-30 de 8,2 à 12,1. Celui-ci a presque doublé dans la majorité des indices de marchés de cette période. Il y a donc plus de valeurs extrêmes en période de crise qu'en moment moins volatil, ce qui est assez intuitif.

La dévolatisation des rendements des indices semble bien fonctionner sous les critères gaussiens. Le choix du coefficient de lissage p ne semble pas changer les écarts-types, mais augmente les moyennes légèrement pour un p de 5. L'asymétrie des distributions est considérablement modifiée. Après la dévolatilisation, l'asymétrie passe généralement d'une valeur positive à une valeur négative. Cela implique un changement au niveau de la queue de la distribution, une valeur négative engendrera plus de valeur extrême négative et un étalement légèrement plus à droite des rendements. Ces observations sont mises en évidences dans les histogrammes de l'annexe A pour tout les actifs du portfeuille. Ceci est largement compensé par une diminution sévère du kurtosis pour toutes les périodes d'échantillons. Le choix d'un p de 5 engendre aussi un kurtosis plus faible comparativement à un p de 20.

D'après ces observations, généralement la standardisation des rendements semble mieux fonctionner quand la volatilité des actifs est plus élevée au départ. Si nous observons les échantillons de 2001-01-03 à 2009-12-30 et 2001-01-03 à 2007-12-30, il y a une ample

amélioration au niveau des deux premiers moments des distributions. Ceci n'est pas le cas pour l'échantillon couvrant la crise financière. Pour cette période, il y a aussi amélioration, mais les rendements ne sont pas tout à fait gaussiens. Comme pour les devises étrangères, le kurtosis diminue, mais reste tout de même supérieur à 3. Les rendements standardisés baissent aussi l'asymétrie pour tous les échantillons. Cette transformation semble tout de même mieux fonctionner pour les indices de marchés que les devises étrangères en standard gaussien.

4.1.3 Analyse graphique des transformations pour les rendements

Figure 4.1

Diagramme quantile-quantile pour les rendements du SP500/distribution normale

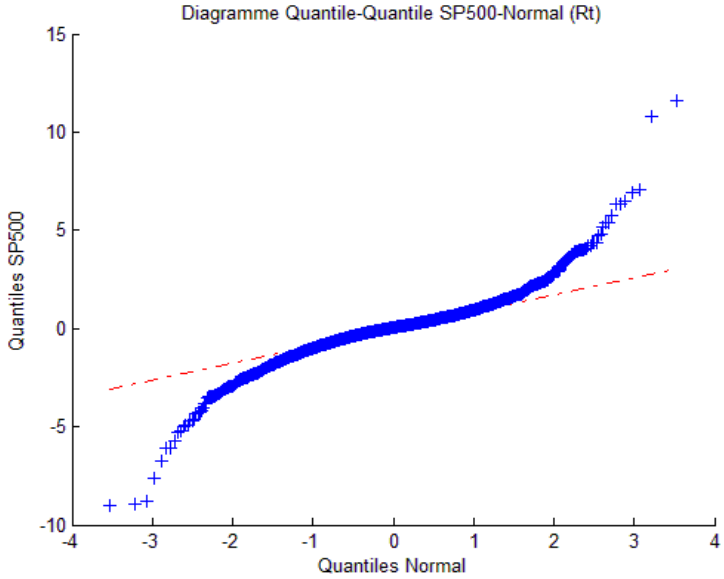


Figure 4.2

Diagramme quantile-quantile pour les rendements standardisés du SP500/distribution normale

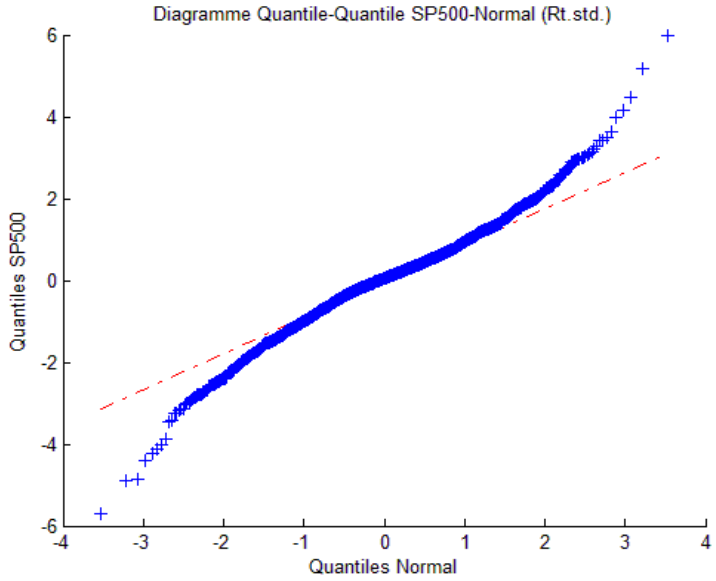
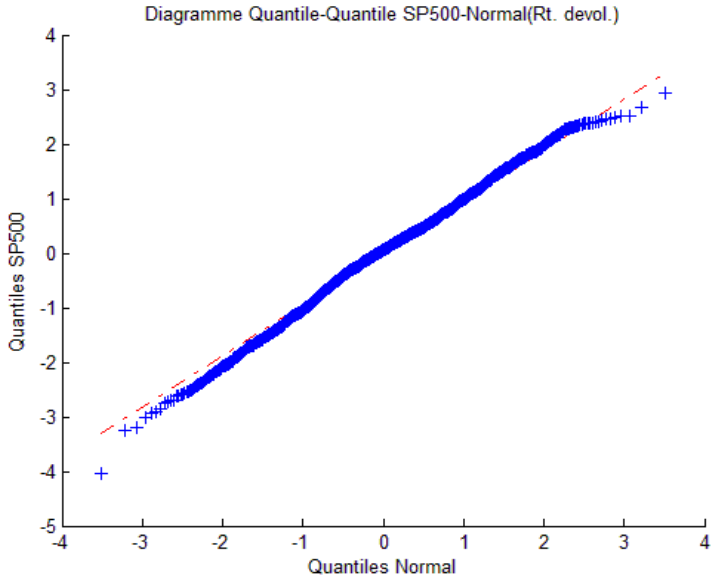


Figure 4.3

Diagramme quantile-quantile pour les rendements dévolatilisés, SP500/distribution normale



Les figures 4.1, 4.2 et 4.3 sont très faciles à interpréter. Si la distribution des rendements est normale, la ligne bleue doit être droite pratiquement confondue avec la ligne rouge. Si la ligne bleue est en forme de *S*, cela indique la présence de valeurs extrêmes et nous indique la valeur (négative ou positive) de l'asymétrie. Il est donc possible de visualiser l'amélioration des transformations des rendements standardisés et des rendements dévolatilisés au sens gaussien. Pour le SP500, l'amélioration est nettement observable après la dévolitisation.

Il est juste d'affirmer qu'en usage, la dévolatilisation des rendements est efficace. Le choix du coefficient de lissage de 20 semble légèrement mieux œuvrer que celui de 5 sur les quatrièmes moments des distributions. Les rendements standardisés apparaissent moins performants que les rendements dévolatilisés. Les deux transformations ont tout de même été retenues pour l'estimation des modèles *t*-DCC et DCC. D'après Andersen et coll. (2001), il faudra être prudent avec l'interprétation des résultats si les rendements ne sont pas gaussiens. Nous devons donc porter une attention particulière aux rendements standardisés. Les coefficients de lissage de 20, 10 et 5 ont aussi été retenus pour l'estimation du modèle *t*-DCC. L'annexe A présente les diagrammes quantile-quantile pour les échantillons standardisés et dévolatilisés ($p=20$) de la période 2001-01-03 à 2010-12-30 pour tout les actifs compris dans le portefeuille initial. Un histogramme est aussi compris pour visualiser la distribution des rendements des actifs respectifs.

4.2 Le log du maximum de vraisemblance

Pour évaluer, au sens statistique, s'il est significatif d'avoir recours à la distribution multivariée *t* pour l'analyse des volatilités pour les rendements, nous devons observer le log du maximum de vraisemblance des différentes spécifications. Dans le tableau 4.4, nous pouvons observer les différences entre les estimations des modèles DCC et *t*-DCC. Ces estimations ont été apportées sur les 4 échantillons initiaux avec des spécifications de retour à la moyenne (équation, 16) et de non-retour à la moyenne (équation, 15). Un coefficient de lissage de 20 est utilisé pour la comparaison entre les modèles *t*-DCC et DCC.

Tableau 4.4

Log du maximum de vraisemblance des estimations des modèles DCC et *t*-DCC

échantillons pour tout les actifs	Rendements standardisés			Rendements dévolatilisés		
	Normal	Distribution-*t*	degré de lib.	Normal	Distribution-*t*	degré de lib.
2001-01-03 à 2010-12-30	-29860,1	-28966,3	11,76	-32403,8	-26332,18	11,58
2001-01-03 à 2009-12-30	-27015,5	-26041,5	11,75	-29186,7	-23637,17	11,49
2001-01-03 à 2007-11-30	-19827,3	-19116,8	13,27	-22694,7	-16003,11	13,04
2007-12-03 à 2009-12-30	-6985,9	-6603,2	9,35	-6164,6	-7266,80	9,01

échantillons pour tout les actifs	T-DCC rendements dévolatilisés, retour à la moyenne					
	P=20		P=10		P=5	
	Distribution-*t*	degré de lib.	Distribution-*t*	degré de lib.	Distribution-*t*	degré de lib.
2001-01-03 à 2010-12-30	-26332,2	11,58	-26458,5	11,30	na	10,69
2001-01-03 à 2009-12-30	-23637,2	11,49	-23757,1	11,21	na	10,71
2001-01-03 à 2007-11-30	-16003,1	13,04	-16124,7	12,74	na	12,51
2007-12-03 à 2009-12-30	-7266,8	9,01	-7360,4	8,73	-7436,4	8,17

échantillons pour tout les actifs	T-DCC rendements dévolatilisés, non-retour à la moyenne					
	P=20		P=10		P=5	
	Distribution-*t*	degré de lib.	Distribution-*t*	degré de lib.	Distribution-*t*	degré de lib.
2001-01-03 à 2010-12-30	-26502,2	12,19	-26628,6	11,97	na	11,09
2001-01-03 à 2009-12-30	-23787,8	12,16	-23910,1	11,91	na	11,08
2001-01-03 à 2007-11-30	-16149,4	13,63	-16273,3	13,34	na	11,17
2007-12-03 à 2009-12-30	-7372,9	9,33	-7469,3	9,22	-7572,7	9,21

Nous pouvons observer dans la première partie du tableau 4.4 que le modèle DCC sous spécifications de normalité devrait être rejeté comparativement au modèle *t*-DCC pour les estimations des trois premiers échantillons. La valeur du log de vraisemblance maximisé est largement supérieure pour le modèle *t*-DCC que pour le modèle DCC. Par contre, le modèle

DCC semble plus efficient en période d'estimation durant la crise. Une distribution de *Student* ayant 30 degrés de liberté est approximativement égale à une distribution normale. Il serait alors habituel d'observer des estimations où les degrés de liberté se situent près de 30 si les rendements ont une distribution normale multivariée. Nous observons ici des valeurs situées entre 9,01 et 13,27. Ce résultats sont satisfaisant et soutiennent l'hypothèse que les rendements suivent une distribution multivariée de *Student*. Cela dit, le quantile (1 %) d'une distribution de *Student* ayant entre 9,01 et 13,27 degrés de liberté aura alors des queues de distribution plus épaisses. Cela implique qu'un quantile de distribution *t* de 1 % (-2,76 pour 10 degrés de liberté) aura alors une valeur plus petite qu'une distribution normale (-2,33). En tenant compte de ces observations, revenons à l'équation (25) des calculs de la *VaR*. Le premier terme de cette équation sera alors plus petit pour une distribution de *Student*. Donc au total, les calculs de *VaR* de 1 jour seront plus permissives (valeur plus petite) dans le cas de cette distribution comparativement au modèle DCC. Ces différences seront clairement illustrées dans les sections 4.5.3 et 4.6.3 où les deux modèles seront comparés. Pour les logs du maximum de vraisemblance dans la première partie du tableau, il est difficile d'amener une conclusion définitive à l'aide d'un test due à la construction non imbriquée des deux transformations initiales.

4.2.1 Test du ratio de vraisemblance

Dans la deuxième et troisième partie du tableau, les logs du maximum de vraisemblance sont très proches pour les processus de retour et de non-retour à la moyenne. Suite à un test de ratio de vraisemblance où le modèle contraint est le processus $\lambda_1 + \lambda_2 = 1$, soit l'hypothèse nulle. L'hypothèse alternative étant $\lambda_1 + \lambda_2 \leq 1$. Il a alors non rejet de l'hypothèse nulle pour toutes périodes échantillonnales. L'hypothèse nulle étant que le modèle contraint soit bien spécifié et l'hypothèse alternative étant l'amélioration des spécifications apportées soient significatives, ceci à un intervalle de confiance de 5 %. Il serait alors préférable d'adopter le processus de retour à la moyenne. Bien que l'hypothèse alternative soit rejetée, elle sera tout de même retenue pour observer les différences entre les deux spécifications.

Suite aux estimations du maximum de vraisemblance similaires pour les rendements dévolatilisés de tout les échantillons, il serait intéressant de voir comment les modèles se comportent pour les estimations de valeurs exposées aux risques.

4.3 Paramètres obtenus lors des estimations pour les modèles *t*-DCC et DCC

Cette section se veut principalement une vérification des paramètres obtenus lors des diverses estimations. Une sélection de spécifications doit alors être de mise pour faciliter la comparaison entre les deux modèles. L'échantillon retenu sera celui du 2001-01-03 à 2009-12-30 pour tous les actifs compris dans le portefeuille. Les paramètres observés pour le modèle *t*-DCC seront ceux d'un processus de retour à la moyenne avec un coefficient de lissage de 20 et les rendements standardisés seront retenus pour l'estimation du modèle DCC. En annexe B et C sont apposés tous les paramètres relatifs aux différentes spécifications des modèles pour les échantillons d'estimations, et ce, pour les deux modèles. Les estimations ont été calculées pour les processus de retour et non-retour à la moyenne, pour un coefficient de lissage de 20, 10 et 5 pour le modèle *t*-DCC. Les rendements standardisés seront aussi retenus pour l'observation des paramètres du modèle DCC.

Tableau 4.5

Estimation des paramètres par maximum de vraisemblance (MV) du modèle t-DCC, retour à la moyenne, p=20, pour l'échantillon de 2001-01-03 à 2009-12-30

	Estimation par MV				
	λ_1		λ_2		$1 - \lambda_1 - \lambda_2$
	paramètres	écarts-types, t-stat	paramètres	écarts-types, t-stat	paramètres
Devises					
CAD	0,9692	0,0052 [184,66]	0,0263	0,0044 [4,92]	0,0045
EURO	0,9561	0,0048 [196,38]	0,0366	0,0037 [7,83]	0,0072
AUD	0,9644	0,0050 [190,72]	0,0309	0,0042 [6,23]	0,0047
GBP	0,9695	0,0047 [206,61]	0,0264	0,0039 [5,65]	0,0041
CHF	0,9584	0,0048 [197,62]	0,0342	0,0036 [7,40]	0,0074
JPY	0,9681	0,0087 [111,02]	0,0266	0,0066 [3,25]	0,0052
Marchés					
SP500	0,9448	0,0078 [120,96]	0,0502	0,0069 [6,51]	0,0050
FTSE	0,9471	0,0055 [171,24]	0,0490	0,0050 [9,09]	0,0039
CAC	0,9475	0,0057 [166,35]	0,0483	0,0050 [8,75]	0,0042
DAX	0,9455	0,0057 [164,59]	0,0504	0,0051 [9,01]	0,0041
NIKKEI	0,9388	0,0092 [101,28]	0,0535	0,0075 [6,12]	0,0077
TSX	0,9548	0,0061 [155,80]	0,0402	0,0054 [6,52]	0,0050
	ν		ϕ_1		ϕ_2
	11,4880 (1,2095)		0,9873 (0,0010)		0,0104 (0,0006)

Tableau 4.6

Estimation des paramètres par maximum de vraisemblance (MV) du modèle DCC, données standardisées et une constante c pour l'échantillon de 2001-01-03 à 2009-12-30

	Estimation par MV					
	λ_1		λ_2		c	
	paramètres	écarts-types, t-stat	paramètres	écarts-types, t-stat	paramètres	écarts-types
Devises						
CAD	0,9686	0,0035 [275,54]	0,0262	0,0019 [12,46]	0,0031	0,0002
EURO	0,9897	0,0092 [106,92]	0,0082	0,0051 [01,13]	0,0025	0,0233
AUD	0,9560	0,0050 [189,58]	0,0325	0,0031 [07,48]	0,0090	0,0007
GBP	0,9693	0,0023 [420,46]	0,0220	0,0011 [14,93]	0,0049	0,0002
CHF	0,9798	0,0016 [596,61]	0,0148	0,0008 [13,17]	0,0036	0,0003
JPY	0,9549	0,0421 [022,37]	0,0256	0,0088 [01,49]	0,0124	0,0061
Marchés						
SP500	0,9611	0,0092 [103,74]	0,0309	0,0045 [04,97]	0,0087	0,0022
FTSE	0,9558	0,0045 [211,78]	0,0385	0,0032 [10,11]	0,0066	0,0006
CAC	0,9505	0,0097 [096,17]	0,0401	0,0057 [04,74]	0,0129	0,0025
DAX	0,9477	0,0085 [110,04]	0,0419	0,0049 [05,40]	0,0153	0,0028
NIKKEI	0,9403	0,0213 [042,92]	0,0425	0,0079 [02,28]	0,0245	0,0109
TSX	0,9649	0,0061 [156,51]	0,0274	0,0032 [06,20]	0,0074	0,0008
	ϕ_1		ϕ_2			
	0,9837	0,000068	0,0112	0,000235		

Pour le modèle *t*-DCC, les estimations de $\hat{\lambda}_1$ se situent entre 0,9388 et 0,9692 avec une moyenne de 0,9554. Pour le modèle DCC, les estimations de $\hat{\lambda}_1$ se situent entre 0,9403 et 0,9897 avec une moyenne de 0,9615. Nous pouvons aussi constater que les écarts-types sont très bas, ceci confirme que les estimateurs sont très significatifs. D'après Barassi et coll (2011), *Riskmetrics* suggère que les paramètres d'estimations de $\hat{\lambda}_1$ ce situent entre 0,95 et 0,97 pour leur modèle de lissage exponentiel GARCH (1,1), ce qui se rapproche des modèles présentés dans le tableau 4.5 et 4.6. Il a des différences notables entre les deux classes d'actifs où les estimations du terme autorégressif sont plus élevées pour les devises comparativement aux marchés. Il est aussi observable que la somme de $\hat{\lambda}_1$ et de $\hat{\lambda}_2$ est très proche de 1. Les paramètres de corrélations sont aussi estimés de façon précise (écarts-type bas). Pour les

modèles *t*-DCC et DCC, $1-\phi_1-\phi_2$ se retrouve très proche de 0 soit, 0,0024 et 0,0051 respectivement. Ces résultats, pour ϕ_1 et ϕ_2 , suggèrent un retour à la moyenne très lent pour les corrélations conditionnelles. La même conclusion peut être soutenable pour les paramètres $\hat{\lambda}_1$ en ce qui concerne un retour lent à la moyenne. Cela aura pour effet d'accorder plus d'importance aux volatilités en *t*-1 pour une prévision en *t*.

En annexe C, pour le modèle DCC, nous remarquons que les estimations de $\hat{\lambda}_1$ pour les rendements standardisés sont tout supérieurs aux paramètres des rendements dévolatilisés. Les estimations des échantillons 2001-01-03 à 2009-12-30 et 2001-01-03 à 2007-11-30 sont très similaires. Les paramètres $\hat{\lambda}_1$ sont compris entre 0,9403 et 0,9876 avec des moyennes situées entre 0,95 et 0,97. Les paramètres de corrélations conditionnelles sont aussi très similaires pour ces deux échantillons. Ceci n'est pas le cas pour la période d'estimations de 2007-12-03 à 2009-12-30 où les paramètres autorégressifs et de corrélations conditionnelles sont tous plus bas. Ce qui n'est pas surprenant, car l'estimation a été effectuée sur une période d'incertitude financière moins prévisible. Nous observons aussi des paramètres $\hat{\lambda}_1$ plus élevés pour les devises que pour le marché pour les trois périodes d'estimations. Ces résultats pourraient être dus en grande partie à la standardisation des rendements et les différences de volatilités entre les deux classes d'actifs.

En annexe B, pour le modèle *t*-DCC, nous retrouvons les estimations des trois différentes périodes pour les spécifications de retour et de non-retour à la moyenne, et ce, pour des coefficients de lissages de 20, 10 et 5. Dans le processus de non-retour à la moyenne, les paramètres $\hat{\lambda}$ sont tous plus élevées que les paramètres $\hat{\lambda}_1$ du processus de retour à la moyenne et ce pour tout *p* et chaque période d'échantillons. Les estimations des paramètres $\hat{\lambda}_1$ et $\hat{\lambda}$ des devises étrangères sont aussi supérieures à celles des marchés. L'augmentation du coefficient de lissage semble aussi faire augmenter $\hat{\lambda}_1$ pour tout les échantillons estimés. Cela dit, toute augmentation du paramètre autorégressif engendre un retour à la moyenne plus

lent de façon asymptotique.

4.3.1 Test de *Student* (*t-stat*)

Le test de *Student* est principalement une validation et mesure de significativité des paramètres obtenus lors des estimations. Le seuil de ce test est de 95 % soit une valeur critique de 1,96. Si la valeur du test est supérieure au seuil critique de 1,96, cela indique que le paramètre obtenu lors de l'estimation est significatif. Dans les estimations effectuées par le modèle *t*-DCC présentés dans le tableau 4.5, les valeurs du *t-stat* sont tous significatives. Pour le modèle DCC, les paramètres λ_1 sont tous significatifs, mais ce n'est pas le cas pour les paramètres λ_2 que l'on peut observer dans le tableau 4.6. Les valeurs du test pour l'EURO (1,13) et du JPY (1,49) sont sous le seuil critique de 1,96. Donc, la contribution de ces variables sera moindre pour des prévisions futures de la *VaR*. La significativité de ce test peut parfois être simplement observée par les faibles écarts-types des paramètres obtenus lors des estimations relativement aux valeurs des paramètres. L'annexe B et C regroupent les paramètres obtenus pour les estimations des modèles *t*-DCC et DCC. Les paramètres λ_1 pour chacune des spécifications sont grandement significatifs. Quelques paramètres λ_2 sont moins significatifs comme illustré précédemment. Après l'obtention de ces résultats, il serait concevable d'estimer le modèle incluant un retard additionnel pour les termes d'innovations. Cela dit, nous en revenons aux spécifications proposées par Engle (2002) du modèle DCC (1,1) pour la suite de cette étude.

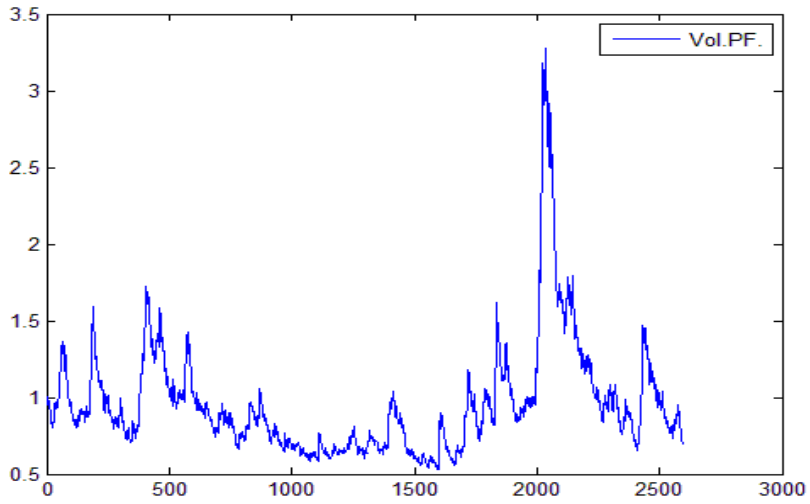
4.4 Volatilités et corrélations conditionnelles

Les modèles *t*-DCC et DCC supposent que les variances et corrélations conditionnelles entre actifs varient dans le temps. La prochaine section a pour but de valider ces hypothèses et observer leurs comportements. Ces observations seront effectuées à partir du portefeuille d'actifs pour l'échantillon de 2001 à la fin 2010.

4.4.1 Volatilités conditionnelles

Figure 4.4

Estimations par modèle DCC des variances conditionnelles du portefeuille équipondéré pour l'échantillon de 2001-01-03 à 2010-12-30



Sharpe (1964) et Lintner (1965) décomposent le risque de marché en deux catégories, le risque systémique et le risque idiosyncratique. Le risque systémique est le risque commun à tous les actifs et le risque idiosyncratique est le risque spécifique aux actifs constituant le marché financier. À l'intérieur d'un portefeuille, le risque idiosyncratique peut être diversifié selon l'allocation d'actif à l'intérieur de celui-ci. Dans le cas présent, nous avons simplement diversifié le portefeuille d'actifs de façon équiponderé, mais il existe plusieurs méthodes de diversifications, soit une gestion active, passive, etc. L'objectif de la diversification est de rendre le portefeuille d'actifs moins risqué (réduire ou éliminer les risques idiosyncratiques), ceci pourrait être obtenu en trouvant l'allocation optimale qui minimise la variance du portefeuille pour que celui-ci tende vers une représentation du risque systémique. Bien que l'allocation optimale ne soit pas obtenue dans le cas présent, il est juste de croire que la grande concentration de risque du portefeuille est systémique car la variance diminue à près

de 0,5 pour certaine période. De plus, l'usage d'indices de marché regroupant un grand nombre d'actifs nous assure d'une diversification minimale.

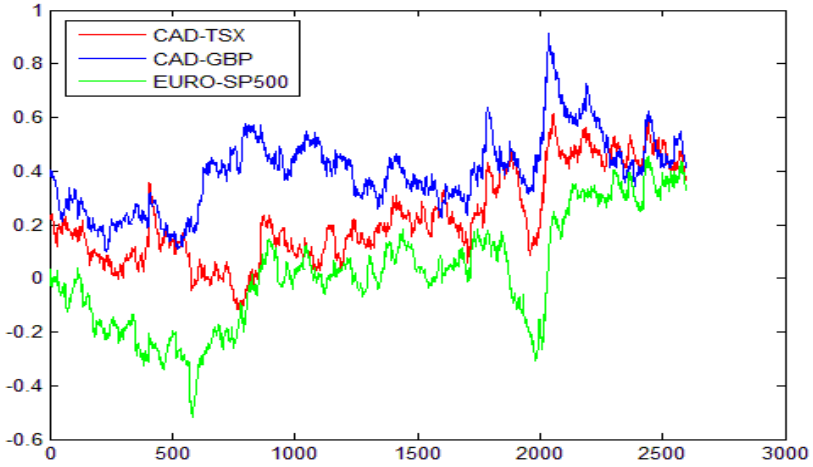
Les augmentations de risque systémique, instabilité financière, peuvent être causées par l'augmentation de risque idiosyncratique de quelques actifs précis, et ce, par l'interdépendance des marchés. Cette situation est très comparable à une panique bancaire *(bankrun)*. La crise de 2008-2009 est un exemple apparent d'interdépendance où l'effet de cascade s'est vite propagé au marché. Pour cette période, la diversification n'a alors pas d'effet, car c'est le risque systémique qui augmente. Le risque systémique ne peut être diversifié à lui seul. Ceci est illustré clairement par la figure 4.4 pour la période profonde de la crise.

4.4.2 Corrélations conditionnelles dynamiques

D'après Kearney et Poti (2003), une augmentation de risque idiosyncratique, sans changement de risque systémique, devrait entraîner en moyenne une diminution de la corrélation observée entre actifs. Ce qui est assez intuitif considérant que le risque idiosyncratique est explicite pour chaque actif. Donc, une augmentation de risque systémique aura l'effet contraire d'où le fait que les fondamentaux de chaque actif ont relativement moins d'importance. La corrélation entre actifs devrait alors augmenter s'il y a accroissement du risque systémique. Ceci est nettement observable pour la période de crise dans la figure 4.5 où les 3 comparaisons par paire augmentent simultanément pour la période profonde de la crise.

Figure 4.5

Estimations de corrélations conditionnelles, modèle DCC, période de 2001-01-03 à 2010-12-30, CAD-TSX, CAD-GBP, EURO-SP500



Bien qu'il soit difficile d'évaluer précisément les impacts du risque idiosyncratique et risque systémique sur les corrélations par paires dus à la nature imbriquée des deux types de risque, certaines tendances sont observables. En période de basse volatilité, la corrélation entre les actifs semble moins dépendante. De façon plus importante, les corrélations par paires apparaissent dynamiques et requièrent une estimation de cette nature. Cappiello, Engle et Sheppard (2004) examinent la corrélation dynamique d'indices de marché pour 21 pays et le marché des obligations pour 13 pays, et ce, pour une période de 15 ans. Ils rejettent l'hypothèse nulle où les corrélations sont constantes pour la quasi-totalité des regroupements. Ceci valide l'usage des modèles *t*-DCC et DCC comparativement aux spécifications apportées par le modèle CCC proposé par Bollerslev (1990) où les corrélations entre actifs sont constantes.

4.5 Valeurs exposées aux risques, échantillon d'évaluation 2010

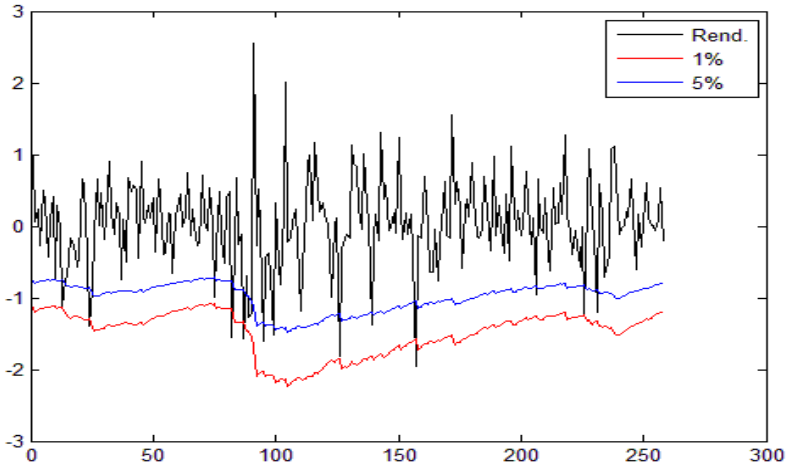
4.5.1 Estimations par le modèle *t*-DCC

Premièrement, l'analyse se fera pour les estimations de l'échantillon de 2001-01-03 à 2009-

12-30 laissant l'échantillon d'évaluation être l'année 2010 (258 observations) pour un processus de retour à la moyenne et un coefficient de lissage de 20. Les *VaR* un jour de 1% et 5% ont été estimés à l'aide de l'équation (25). Le portefeuille d'évaluation des rendements a été calculé de façon équipondérée pour tous les actifs. Une représentation graphique est rapportée en annexe F des *VaR* pour tous les actifs compris dans le portefeuille.

Figure 4.6

VaR pour le modèle *t*-DCC, retour à la moyenne, *p*=20, portefeuille de rendements pour la période d'évaluation 2010



Nous remarquons que les valeurs exposées aux risques suivent relativement bien l'échantillon. Cependant, la *VaR* ne réagit pas très bien en présence de pointes de volatilités plus élevées. Pour une *VaR* de 1 %, nous ne devrions pas voir les rendements du portefeuille être sous l'estimation de la *VaR* plus de 2-3 fois. Cette occurrence s'est produite à 6 reprises, ce qui représente plus du double. Regardons la performance de la *VaR* à 5 % où pour un échantillon d'évaluation de 258 observations, les rendements du portefeuille ne devraient pas être sous l'estimation de la *VaR* plus de 12-13 fois. Ce n'est pas le cas, cette situation s'est produite à 18 reprises, soit 1,4 fois plus que le seuil acceptable. Bien que la *VaR* semble être plus permissive à 5 %, ces deux seuils échouent pour cette période. Nous pouvons constater

cependant qu'il n'y a pas de pertes majeures relatives au portefeuille initial. Souvenons-nous d'une des critiques de la *VaR,* les valeurs extrêmes (pertes) dépassant la *VaR* prédéterminé ne sont pas connues *ex ante*. Dans le cas présent, nous pouvons affirmer que les pertes n'ont pas été substantielles pour le portefeuille d'actifs de cette période.

Cet exercice a été effectué pour tout actif du portefeuille. L'annexe D contient les occurrence où les *VaR* échouent à un seuil de 1 % et 5 % pour les spécifications de cette section. Le modèle *t*-DCC semble bien réussir pour la classe des devises étrangères. Seuls les rendements de l'AUD brise le seuil de 1% à 4 reprises. Les rendements des 5 autres devises sont sur le seuil à 2-3 reprises chacune, ce qui est le seuil acceptable pour la *VaR* de 1 %. Ce n'est cependant pas le cas pour les devises face au seuil de 5% où seulement les rendements du JPY sont sous le seuil à 6 reprises comparativement aux 12-13 fois acceptables. La plus haute volatilité des indices de marchés semble affaiblir les résultats au niveau du test de la *VaR*. Tous les actifs composant cette classe échoue le test, de 14-18 fois *vs* 12-13 fois permisent pour un seuil de 5 %. Seuls le DAX et NIKKEI ont 2-3 fois dépassé le seuil, qui est celui permis dans ce contexte. Les quatre autres indices de marché excèdent le seuil permis de 1 % et ce, à 4-8 reprises.

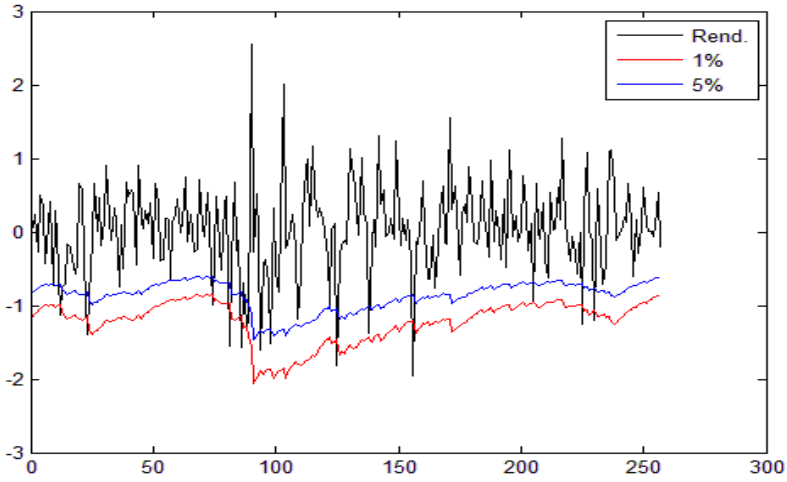
Tous les résultats de la *VaR* sont inclus dans l'annexe D pour les spécifications de retour à la moyenne, non-retour à la moyenne pour les coefficients de lissage de 20, 10, 5, et ce, pour les 3 échantillons d'estimations initiaux laissant place à des échantillons d'évaluation.

4.5.2 Estimations par le modèle DCC

L'observation des résultats se fera en premier lieu pour des estimations de 2001-01-03 à 2009-12-30 en laissant donc l'année 2010 comme échantillon d'évaluation. Les estimations sont rapportées à l'aide des rendements standardisés. Les *VaR* de 1 jour seront observés à des seuils de 1 % et 5 % illustré dans la figure 4.7.

Figure 4.7

VaR pour le modèle DCC, rendements standardisés, portefeuille de rendements pour la période d'évaluation 2010



Nous observons ici les valeurs extrêmes du portefeuille dépasser les seuils de façon plus substantielle que le modèle *t*-DCC. Les pertes non anticipées par la *VaR* seront alors plus élevées. Les rendements du portefeuille sont sous l'estimation de la *VaR* de 1 % a 9 reprises, presque 4 fois plus que le niveau acceptable. Pour l'estimation de la *VaR* de 5 %, le seuil acceptable est de 12-13 fois, les rendements du portefeuille sont sous la *VaR* à 15 reprises ce qui est presque le niveau acceptable. Le modèle DCC semble un peu trop permissif avec les estimations de *VaR* de 1 % pour cette période.

Analysons les composantes du portefeuille à l'aide de l'annexe E. Les devises étrangères et les indices de marchés sont tous sous les seuils acceptables de la *VaR* de 1 % sauf l'AUD. Les rendements des devises se retrouvent sous la *VaR* de 1% seulement 0-3 reprises (sauf l'AUD) et la *VaR* de 5% à 6-15 reprises. Souvenons-nous précédemment que le kurtosis était très élevé pour l'AUD (16,2 et 5,4 après standardisation) admettant plus de valeurs extrêmes. Cela pourrait être, en partie, la cause des sauts de rendements comparativement à l'estimation de la *VaR*. Pour une *VaR* de 5 %, seulement deux actifs de la classe des devises se retrouvent à un

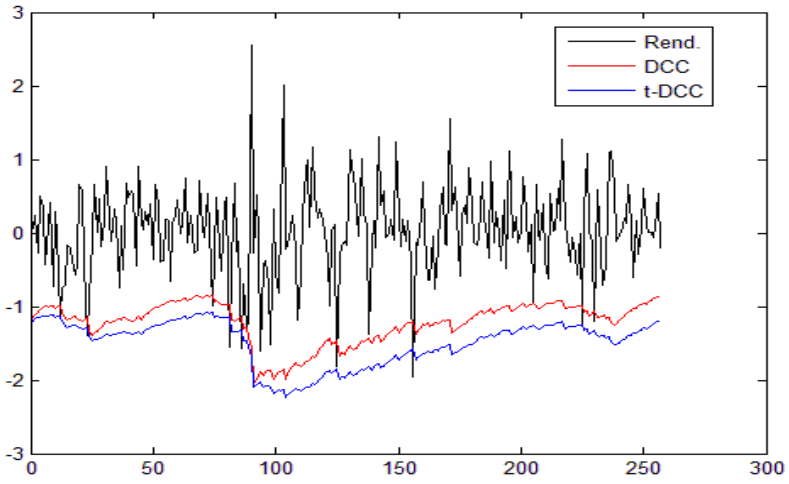
niveau acceptable, soit l'AUD, JPY. Pour les indices de marchés, tous se retrouvent à un niveau acceptable à l'exclusion du SP500, qui est très proche à 14 *vs* 12,9. Le modèle DCC semble bien estimer les *VaR* des indices de marché qui vraisemblablement répondent mieux à la standardisation des rendements.

4.5.3 Comparaisons d'estimations des modèles *t*-DCC et DCC

Comparons maintenant les résultats d'estimations de la *VaR* des modèles *t*-DCC et DCC pour les spécifications données en 4.5.1 et 4.5.2.

Figure 4.8

DCC rendements standardisés *vs* *t*-DCC (retour à la moyenne, p=20) pour des estimations 2001 à 2009, *VaR* 1 %, portefeuille d'évaluation 2010



La figure 4.8 nous permet de constater que l'estimation de la *VaR* pour le modèle DCC est plus permissive et capte moins bien les pointes extrêmes de volatilités que le modèle *t*-DCC. Cela dit, quand il y a hausse soutenue de volatilité, les deux modèles semblent se comporter de façon similaire (observation 80 à 95). Pour ces spécifications, le modèle *t*-DCC semble mieux faire en terme des valeurs exposées aux risques pour cette période d'évaluation.

4.6 Valeurs exposées aux risques, échantillon d'évaluation 2008-2009

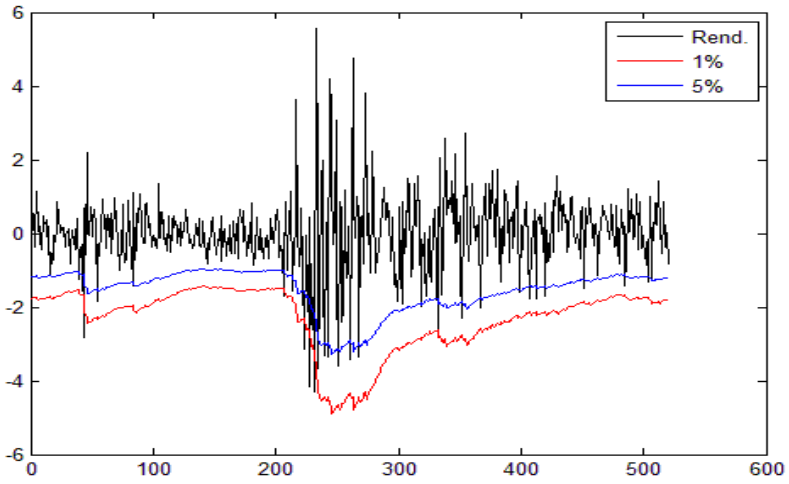
Les échantillons d'estimations seront de 2001-01-03 à 2007-11-30 pour un échantillon d'évaluation (période de la crise) de 2007-12-03 à 2009-12-30. L'échantillon d'évaluation comporte 549 observations, les 29 dernières observations ont été retranchées pour faciliter l'analyse laissant 520 observations, ce qui donne approximativement une période de 2 ans. Les spécifications de retour à la moyenne et un coefficient de lissage de 20 sont retenus pour le modèle *t*-DCC et les rendements standardisés seront employés pour le modèle DCC.

4.6.1 Estimations par le modèle *t*-DCC

Une représentation graphique est aussi raportée en annexe F des *VaR* pour tous les actifs compris dans le portefeuille.

Figure 4.9

Modèle *t*-DCC, estimations de 2001-2007, *VaR* de 1 % et 5 %, portefeuille d'évaluation pour la période de la crise (2008-2009)



Ces spécifications semblent très bien capter les sauts des rendements du portefeuille outre la période profonde de la crise, soit la fin de 2008. En annexe D, nous retrouvons les estimations de la *VaR* pour tous les actifs constituant le portefeuille. Pour cette période

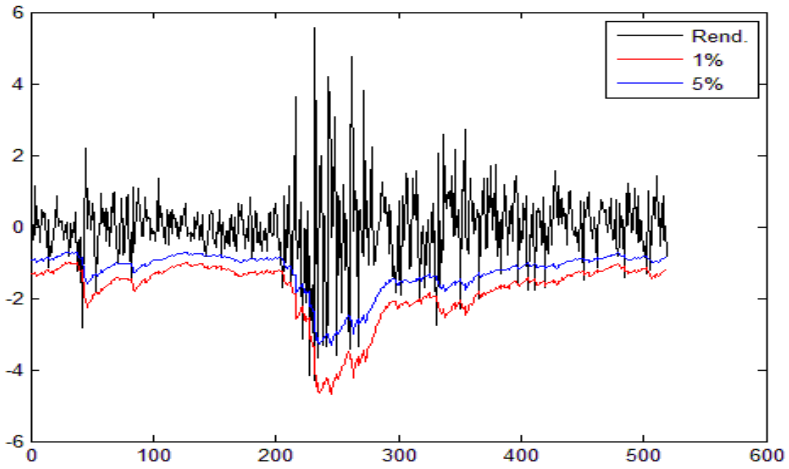
d'évaluation, les rendements du portefeuille sont sous la *VaR* de 1 % à 6 reprises, ce qui est très acceptable considérant que cette éventualité devait se produire en moyenne 5,2 fois. Par contre, le portefeuille des rendements a dépassé le seuil acceptable de 1 % à 5 reprises pour les deux mois de fortes volatilités de la crise (décembre2008 et janvier2009), ce qui est en quelque sorte prévisible. Pour la *VaR* de 5 % , les rendements du portefeuille excèdent le seuil à 28 reprises, et ce, pour un niveau d'acceptabilité de 12,9. La *VaR* 5% a donc sous-estimé le risque de cette période, ceci n'est pas surprenant compte tenu des sévères pointes de volatilités encourues.

Les actifs regroupés dans le portefeuille ont relativement bien été estimés pour la *VaR* de 1 %. Le seuil d'acceptabilité pour 520 observations est de 5-6 et les rendements des actifs ont été sous la *VaR* de 1 % entre 3 et 7 fois. Pour une *VaR* de 5 %, les actifs ont dépassés le seuil entre 17 et 35 fois, et ce, pour un niveau d'acceptabilité de 26. Cependant, la prévision pour les devises semble mieux se comporter se situant tous sous le niveau acceptable, sauf pour le GBP où les rendements de cet actif ont été sous la *VaR* de 5 % à 35 reprises. Il n'y a pas de classes d'actifs qui semblent mieux être estimées par le modèle *t*-DCC pour cette période, il en revient aux actifs spécifiques.

4.6.2 Estimations par le modèle DCC

Figure 4.10

Modèle DCC, estimations de 2001-2007, *VaR* de 1 % et 5 %, portefeuille d'évaluation pour la période de la crise (2008-2009)



En observant la figure 4.10, nous pouvons constater que les estimations de la *VaR* sont comparables au modèle *t*-DCC pour la période profonde de la crise.

Pour les mêmes seuils d'acceptabilités, soit de 5-6 fois pour une *VaR* de 1 % et de 26 pour une *VaR* de 5 % pour 520 observations, les résultats de ce modèle sont les suivants. Le portefeuille de rendements est sous la *VaR* de 1% à 15 reprises, ce qui est 3 fois plus que le niveau acceptable. Le rendement du regroupement d'actif est sous la *VaR* de 5 % à 41 reprises, cela est 1,6 fois le niveau d'acceptabilité. Les *VaR* d'actifs spécifiques ainsi que du portefeuille se retrouvent dans l'annexe E. Nous observons que les classes des devises étrangères et les marchés se retrouvent toutes au niveau acceptable, sauf pour le GBP (8 *vs* 5,2), et ce, pour des *VaR* de 1 %. Les estimations de la *VaR* de 5 %, pour les indices de marchés, échouent pour l'AUD, SP500, et le TSX. Les rendements du CAC, DAX et NIKKEI sont sous la *VaR* de 5 % à 28 reprises, ce qui est très proche du niveau acceptable de 26. Le

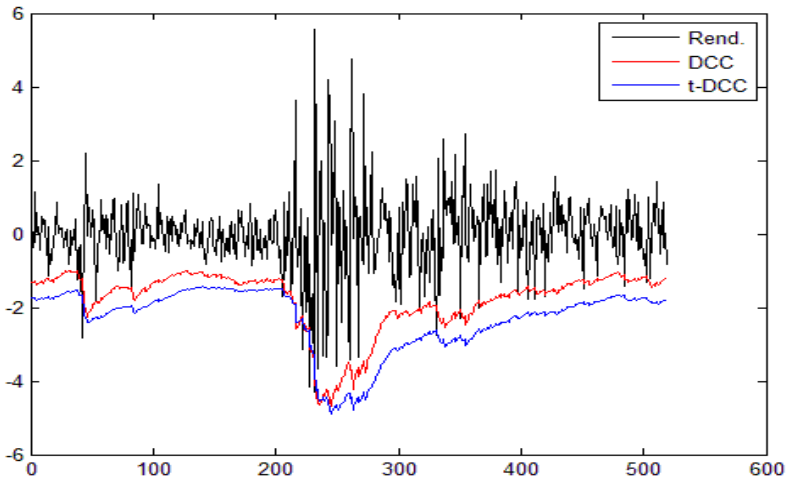
modèle DCC semble moins bien prévoir les actifs où la normalisation (gaussienne) n'a pas été obtenue lors de la standardisation des rendements. Cela semble enfreindre directement les performances du modèle DCC en terme d'évaluation par la *VaR*.

4.6.3 Comparaisons d'estimation des modèles *t*-DCC et DCC

Retenant les spécifications apportées en 4.6.1 et 4.6.2 pour les modèles *t*-DCC et DCC, la figure 4.11 démontre la comparaison des estimations de la *VaR* de 1 % pour l'échantillon d'évaluation de la crise de 2008-2009.

Figure 4.11

DCC *vs t*-DCC, estimations 2001 à 2007, *VaR* 1 %, portefeuille d'évaluation 2008-2009



À l'aide de la figure 4.11, il est facile d'observer les différences entre l'estimation des prévisions des deux modèles. Les modèles DCC et *t*-DCC échoue largement durant la période profonde de la crise, les pointes de volatilités dépassent largement les estimations de la *VaR* à 1 %. De façon générale, il est observable que les estimations de la *VaR* sont beaucoup plus souple pour le modèle DCC. Nous avons déterminé antérieurement que les estimations de la *VaR* du modèle DCC échouent plus souvent que celle du modèle *t*-DCC. Le gestionnaire de ce portefeuille, se servant des estimations par modèle DCC, perdrait plus souvent que les

limites acceptables et avec des pertes plus élevées que l'estimation de la *VaR* 1 % par le modèle *t*-DCC. Pour les regroupements de pointes de hautes volatilités, les deux modèles semblent se comporter similairement, ce qui n'est pas le cas en période moins volatile où les différences sont considérables entre les deux méthodes d'estimation de la *VaR*.

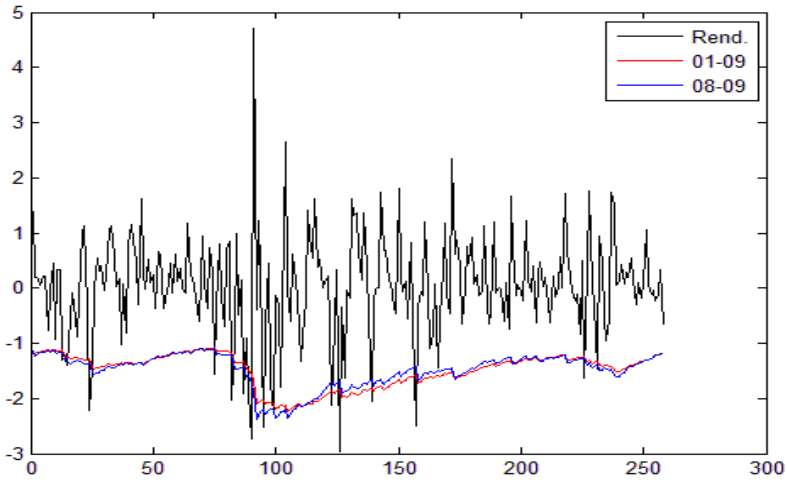
Nous pouvons aussi observé que le DCC, pour l'année 2009, apparaît sous-évaluer la volatilité de cette période. Ceci est peut-être simplement dû au délai d'estimation des paramètres du modèle. Bien que nous ayons avancé précédemment que le délai optimal pour l'estimation d'un modèle n'était pas explicite, une période de 2 ans pourrait être un peu longue. Nous devons aussi retenir les avancées d'Embrechts et coll. (2003) où la non obtention de rendements gaussiens peut biaiser les estimations des modèles. Dans la section 4.1, nous avons souligné que les rendements dévolatilisés tendaient plus vers une distribution normale centrée réduite que les rendements standardisés. Cela a directement différencié les estimations des paramètres en 4.2 où les termes autorégressifs étaient plus élevés en moyenne pour le modèle DCC. Ceci peut aussi être un autre facteur expliquant les meilleures prévisions du modèle *t*-DCC comparativement au modèle DCC. Il est juste d'avancer, sous les critères de la valeur exposée aux risques, que le modèle *t*-DCC est plus robuste que le modèle DCC pour cette période d'évaluation.

4.7 Comparaisons par le modèle *t*-DCC de différentes périodes d'estimations

Cette section a pour objectif d'observer les différences de prévisions et d'estimations des *VaR* pour diverses périodes d'estimations de paramètres. Les estimations de paramètres retenus sont celles des périodes 2001-01-03 à 2009-12-30 et 2007-12-03 à 2009-12-30, et ce, pour un échantillon d'évaluation de l'année 2010. Cette comparaison est réalisée à l'aide du modèle *t*-DCC ayant les spécifications de retour à la moyenne et un coefficient p=20.

Figure 4.12

Modèle *t*-DCC, estimations de 2001-2009 *vs* 2008-2009, portefeuille d'évaluation 2010



Bien qu'aucune différence majeure ne soit observée dans la figure 4.12, les estimations de l'échantillon 2008-2009 semblent mieux adhérer aux fluctuations de la série des rendements du portefeuille. Les *VaR* d'estimations de 2001-2009 paraissent beaucoup plus lisses. L'annexe D nous permet de constater que les estimations de la *VaR* du portefeuille sont quasi identiques pour les deux périodes d'estimations. Il serait volumineux de présenter la différence entre chaque actif de façon graphique, donc nous avons recours à cette même annexe pour observer le diagnostic de la *VaR* des deux périodes d'estimations pour chacun des actifs. Les différences de prévisions sont principalement dues aux différentes estimations de paramètres pour chaque actif et des paramètres de corrélations conditionnelles. Le portefeuille, par construction, masque les différences entre les estimations de la *VaR* qui ne sont pas observables dans la figure 4.12. Regardons le SP500, pour des estimations de 2001-2009, les rendements du portefeuille se trouvent sous la *VaR* à 8 reprises contre 5 pour une période d'estimation de 2008-2009. Ces différences sont observables pour les 12 actifs regroupés dans le portefeuille initial. De façon générale pour la totalité des actifs, les estimations effectuées à l'aide de l'échantillon 2008-2009 semblent mieux se comporter pour l'estimation de la *VaR* de 1 %. Il n'est pas surprenant car les estimations des paramètres ont

été effectués durant une période plus volatile. Les résultats des estimations de la *VaR* de 5 % sont très similaires.

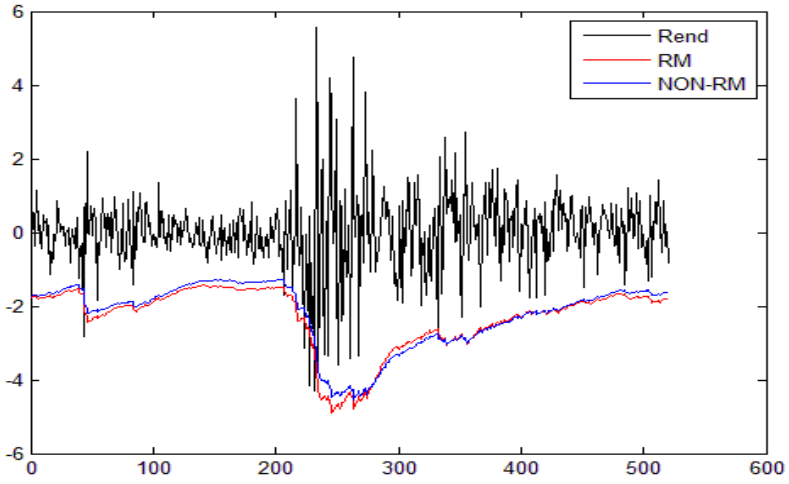
4.8 Comparaisons entre différentes spécifications pour le modèle *t*-DCC

4.8.1 Spécification de retour à la moyenne *vs* non-retour à la moyenne

Les estimations ont été effectuées pour des spécifications de retour à la moyenne et de non-retour à la moyenne ayant respectivement des coefficients de lissage de 20, 10 et 5. Cette section observera les différences pour les estimations de la *Var* sous ces différentes spécifications. La période d'estimations des paramètres sera de 2001-01-03 à 2007-11-30 et l'échantillon d'évaluation sera celui de la crise. Cet échantillon d'évaluation a été retenu pour couvrir des périodes de hautes volatilités ainsi qu'admettre un nombre élevé d'observations. L'annexe D, F et G présente de façon précise les résultats de chaque actif compris dans le portefeuille ainsi que les regroupements des portefeuilles de devises étrangères et marchés.

Figure 4.13

Modèle *t*-DCC, retour à la moyenne *vs* non-retour à la moyenne, *p*=20, échantillon d'estimations de 2001-2007 pour évaluation de 2008-2009, *VaR* 1 %



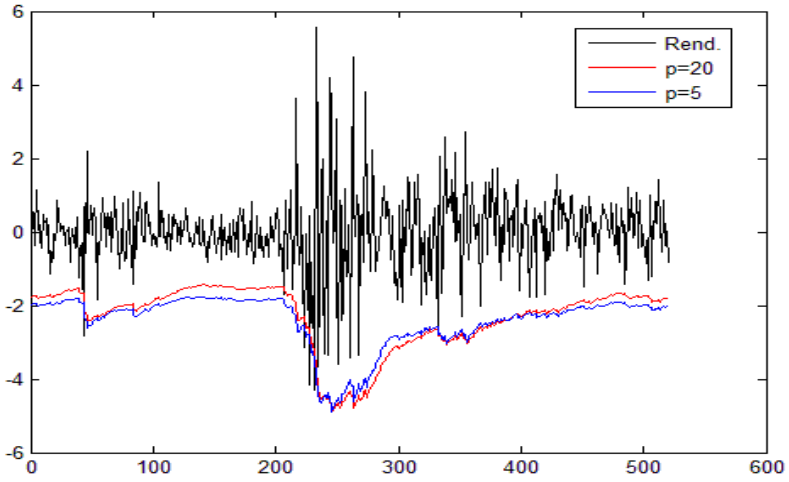
De façon générale, la figure 4.13 démontre que la spécification de retour à la moyenne semble plus permissive pour l'estimation de la *VaR* 1 % de cette période. L'évaluation de la performance à l'annexe D nous confirment cette observation où le portefeuille de rendements, pour cette période, a été sous l'estimation de la *VaR* de 1 % à plus de reprises avec des spécifications de non-retour à la moyenne. Ceci est aussi le cas pour la majorité des actifs regroupés dans le portefeuille initial. Pesaran et Pesaran (2007) retiennent la spécification de retour à la moyenne, mais cette prise de décision n'est pas expliquée. Il est cependant observable que la spécification de retour à la moyenne est plus performante (plus permissive) en terme d'évaluation par la *VaR,* et ce, spécifiquement pour la période ardente de la crise et en présence de pointes de volatilités élevées.

4.8.2 Comparaisons entre différents coefficients de lissage

Cette section à pour but d'évaluer les différences entre les coefficients de lissage pour la transformation des rendements du modèle *t*-DCC.

Figure 4.14

Modèle *t*-DCC, retour à la moyenne, *p*=20 *vs p*=5, échantillon d'estimations de 2001-2007 pour évaluation de 2008-2009, *VaR* 1 %



La figure 4.14 présente d'étroites différences entre les choix de coefficients de lissage. Souvenons-nous que le choix d'un coefficient de 5 modifiait largement le kurtosis et l'asymétrie de la distribution des rendements comparativement au choix p=20. Durant les périodes profondes de la crise, les deux spécifications semblent capter les pointes de volatilités de façon comparable, ce qui n'est pas le cas en période moins volatile où les estimations à l'aide du coefficient de 5 semblent être plus souples.

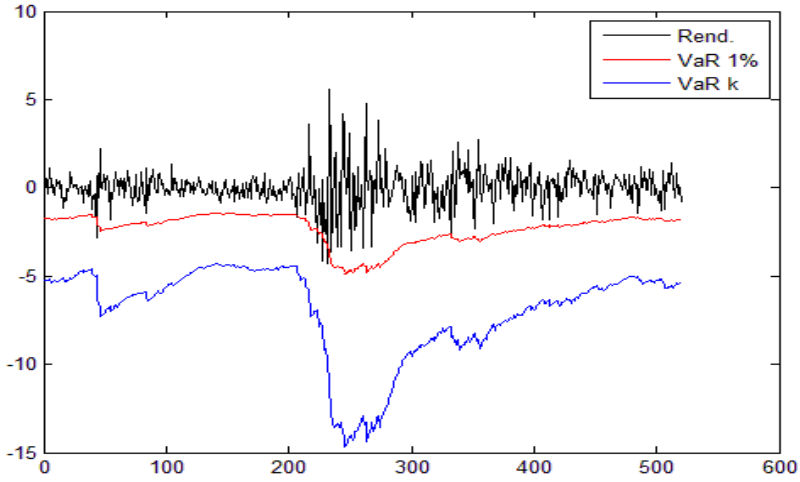
Le choix du coefficient semble arbitraire selon Pesaran et Pesaran (2010) où ils se servent d'un coefficient de 13 (comparativement à 20 dans leur papier de 2007). Ils admettent prendre le coefficient qui fonctionne le mieux en pratique en se basant sur les standards gaussiens. D'où la tentative d'observer la différence des résultats d'estimations du modèle *t*-DCC à l'aide des différentes spécifications. L'annexe D présente le diagnostic des trois spécifications (p=20,10,5) en critères de *VaR*. Pour faciliter la lecture des résultats, la division du portefeuille a aussi été effectuée de façon équiponderée pour les devises et les marchés. L'usage d'un coefficient de lissage plus faible semble améliorer légèrement les estimations de la *VaR*, cela est d'autant plus remarquable pour les portefeuilles de marché. Après ces constatations, on doit donc en revenir aux critères gaussiens comme dispositif de sélection des transformations initiales, et ce, en parallèle avec les critiques d'Embrechts et coll. (2003).

4.9 Estimation de la *VaR* ajusté aux recommandations du comité de Bâle

Reprenons l'équation (4) et observons si le coefficient d'ajustement de Bâle a été suffisant pour le portefeuille de rendements durant la crise de 2008-2009. Les propositions sur la réglementation bancaire de Bâle III (2010) ont été modifiés légèrement, ce coefficient est de 3 ou 4 selon les classes d'actifs en question. Pour les indices de marchés et devises étrangères sans effet de levier financier, k doit être de 3.

Figure 4.15

Modèle *t*-DCC, retour à la moyenne et coefficient de lissage de 20, *VaR* 1 % et *VaR* 1 % avec ajustement *k* (standard Bâle)



La figure 4.15 nous démontre que pour ce portefeuille, le coefficient d'ajustement a été suffisant pour la période de la crise. Souvenons-nous que la gestion du portefeuille est passive et équiponderée. Le portefeuille est aussi une représentation des marchés par construction. Il n'est alors pas surprenant d'observer un facteur d'ajustement convenable pour la période de la crise. Les mêmes résultats sont obtenus pour tous les actifs compris dans le portefeuille où le coefficient k=3 a été largement suffisant sans admettre de dépassement, et ce, même pour la classe des devises étrangères qui ne sont pas une représentation d'indices.

Cela n'est pas le cas pour tous les actifs compris à l'intérieur des indices de marchés respectifs. Nous savons que la mauvaise évaluation de certains actifs transigés sur les marchés financiers a menée à la crise de liquidité de 2008-2009. D'après Nocera (2009), une mauvaise compréhension et interprétation de la valeur exposée aux risques peut aussi être extrêmement dévastatrice dans la prise des décisions managériales. Ainsi, la complexité d'évaluation de certaines classes de produits financiers mène souvent à de mauvaises

quantifications de risques et à de mauvaises interprétations de la *VaR*.

Nous avons qu'à penser au gestionnaire ayant un levier financier de 50 à 100 fois sur le portefeuille représenté ci-haut. Si l'estimation de la *VaR* n'est pas ajustée à ce levier, les resserrements de capitaux seront ressentis très rapidement en période plus volatile. Même si la *VaR* est ajusté et qu'un actif en question a de pires pertes que l'estimation de la *VaR*, l'usage d'un levier ne va qu'amplifier la perte du gestionnaire du même nombre de fois que son levier et restreindra encore plus ses capitaux initiaux. De plus, la composition de certains actifs financiers exotiques (classe d'options) incorpore ce levier où la véritable prise de risque est encore plus difficilement évaluable. La crise de 2008-2009 a forcé les régulateurs boursiers à restreindre les ventes à découvert d'actifs et obligé les contrepartistes à détenir le sous-jacent d'options d'achats ou de ventes (SEC, 2008). Ces resserrements ont été principalement instaurés pour cause de pressions étatiques. Ces mesures avaient comme objectifs d'assurer une capitalisation minimale des entités participantes et renforcer la confiance des investisseurs sur les marchés financiers. Ce sont d'ailleurs les objectifs du comité de Bâle III (2010) pour la réglementation financière, d'assurer une fluidité des capitaux en période plus volatile.

La réglementation, en ce qui concerne les effets de levier et la détention d'actif face au sous-jacent de produits financiers (options et autres produits dérivés), est un sujet en soi qui ne sera pas approfondi dans le cadre de ce travail. Cela dit, la compréhension minimale de ces classes d'actifs est néanmoins nécessaire pour aider à caractériser la crise précédemment illustrée.

CONCLUSION

L'objet principal de ce mémoire est d'estimer la *VaR* par l'entremise de différents modèles et d'évaluer leurs comportements pour diverses périodes d'évaluations à partir d'un portefeuille d'actifs. Il a été démontré que le modèle *t*-DCC semble plus robuste, et ce, pour plusieurs critères d'évaluations. Tout d'abord, les transformations apportées aux rendements semblent atteindre un niveau gaussien plus élevé que la standardisation proposée par Engle (2002). Les paramètres estimés par le modèle *t*-DCC sont alors plus significatifs. D'après les critiques d'Embrecht (2003), les corrélations estimées par des transformations où l'obtention des critères gaussiens est plus élevées risquent d'admettre moins de biais dans les estimations des modèles que la non-obtention de gaussianité. Outre les transformations apportées sur les rendements d'actifs, le modèle *t*-DCC est plus performant en terme de diagnostic de la *VaR* par échantillon d'évaluation, et ce, pour toutes les périodes d'évaluations présentées antérieurement.

Bien que les estimations de la *VaR* échouent à plusieurs reprises pour des périodes d'évaluation données à l'aide des deux modèles. Nous avons constaté que le modèle *t*-DCC à bien estimer les *VaR* de 1 % pour la période de la crise (de deux ans). De plus, les estimations pour le modèle *t*-DCC admettent des pertes moins élevées que les estimations de la *VaR* du modèle DCC. L'hypothèse avancée par Pesaran et Pesaran (2007) que les rendements suivent une distribution de *Student* semble très bien fonctionner en pratiques. Cela dit, le modèle *t*-DCC obtient des meilleurs résultats pour la prévision des classes d'actifs sélectionnées.

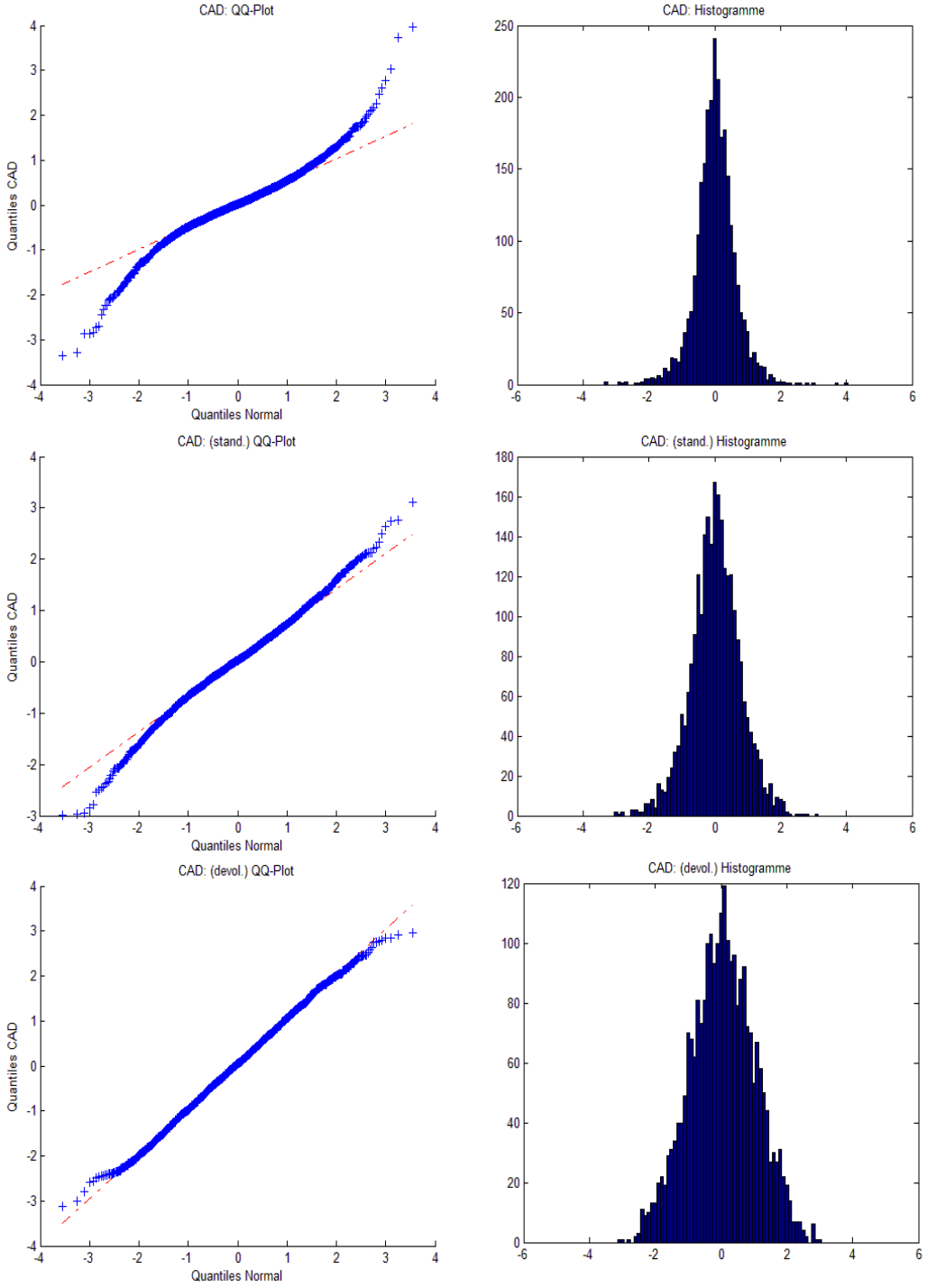
Malheureusement, aucune conclusion définitive ne peut être avancée pour l'évaluation des réglementations de Bâle. Nous avons tout de même observé que le coefficient de correction n'a admis aucune perte supérieure à la *VaR* ajustée pour notre portefeuille. Il serait intéressant d'évaluer ce coefficient à l'aide d'estimation de la *VaR* regroupant une classe d'actif beaucoup plus volatile. Cependant, l'accès à ce type de donnée est relativement restreint et compte beaucoup moins d'observations (particulièrement pour les options).

Les modèles de la classe *DCC* sont des analyses purement statistiques. Outre le coefficient de lissage du modèle *t*-DCC, (ce n'est pas le cas si celui-ci est sélectionné en maximisant les standards gaussiens) aucune contribution ne peut être apportée par l'utilisateur. Une forme de modélisation jumelant le pouvoir prédictif des modèles DCC et l'apport de l'utilisateur pourrait être très justifiable. Engle (1990) détermine que la volatilité sur les marchés est observée habituellement de façon sporadique, mais regroupée. Le modèle de changement de régime *GARCH* (regime *switching GARCH models*) proposé par Bauwels et coll. (2006) serait une forme de modélisation intéressante admettant une composante de changement structurel pour l'étendue de l'échantillon observé. Il serait alors possible de faire des tests de scénarios (*stress test*) pour déterminer la capitalisation minimale requise pour d'éventuelles crises financières.

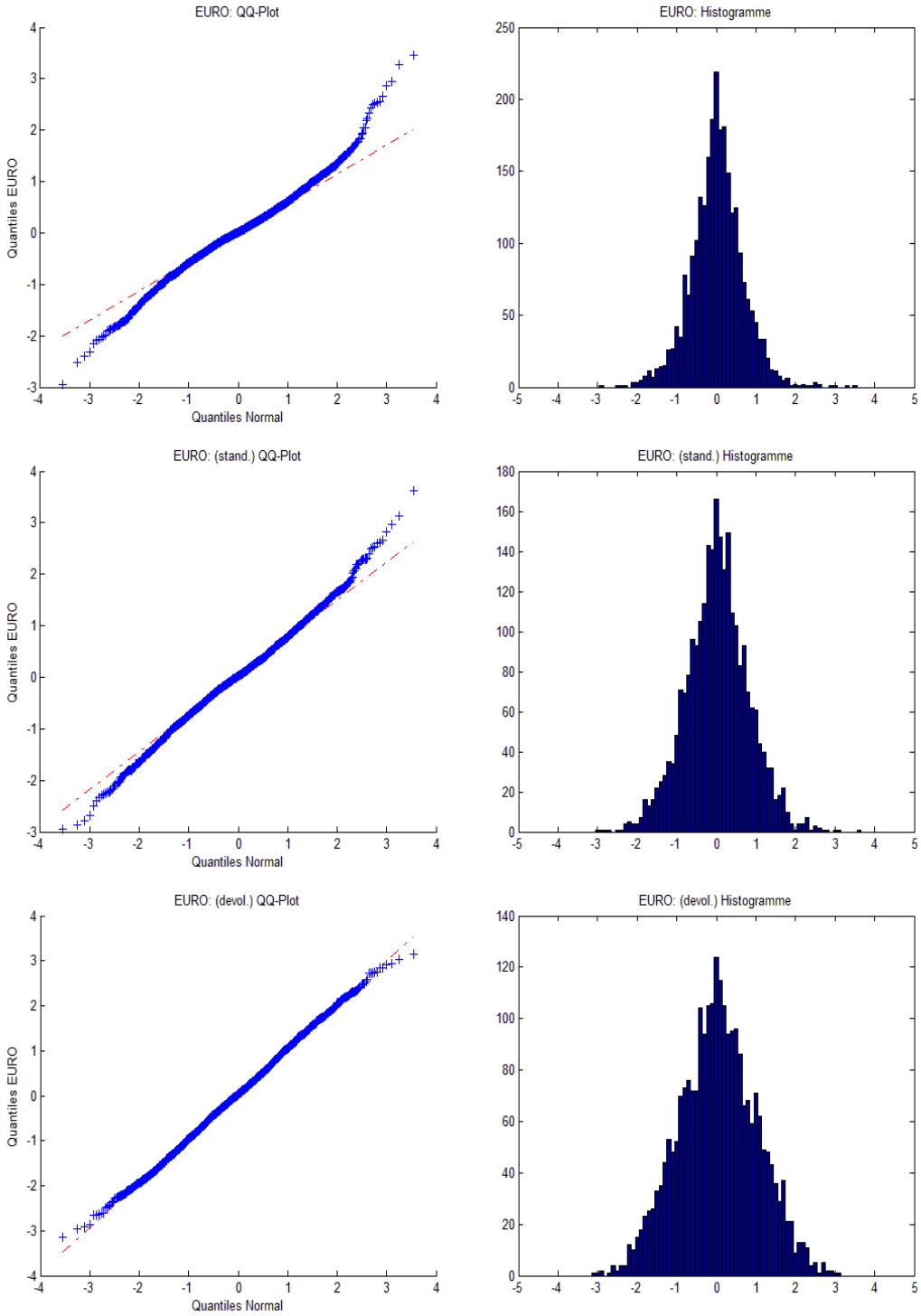
ANNEXE A

Diagrammes quantile-quantile et histogrammes des transformations pour tous les actifs

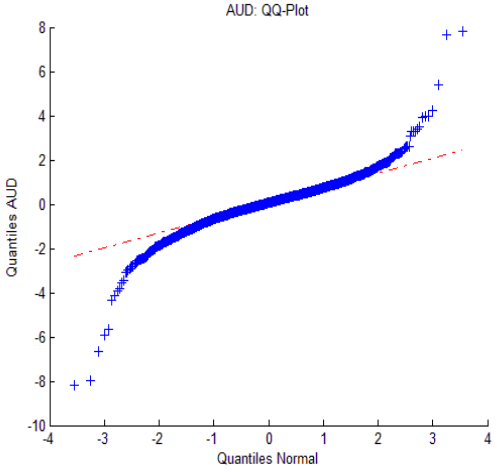
Rendements CAD (simples, standardisés, *devol.* p=20) 2001-01-03 et 2010-12-30

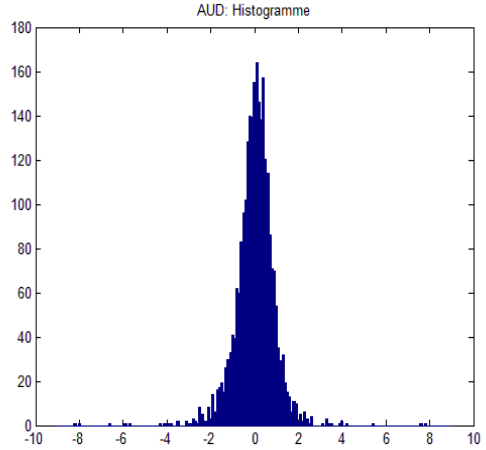


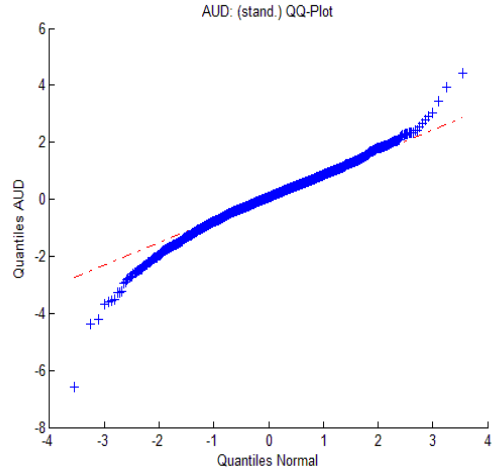
Rendements EURO (simples, standardisés, *devol.* p=20) 2001-01-03 et 2010-12-30

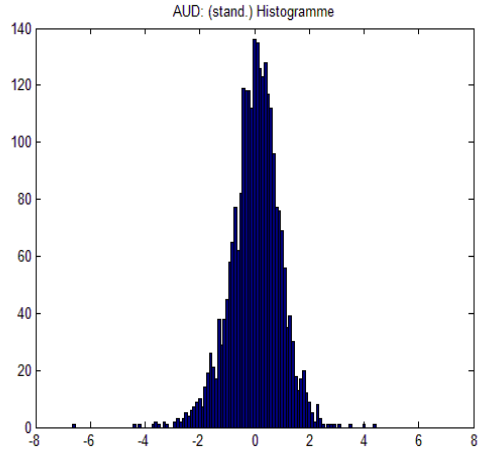


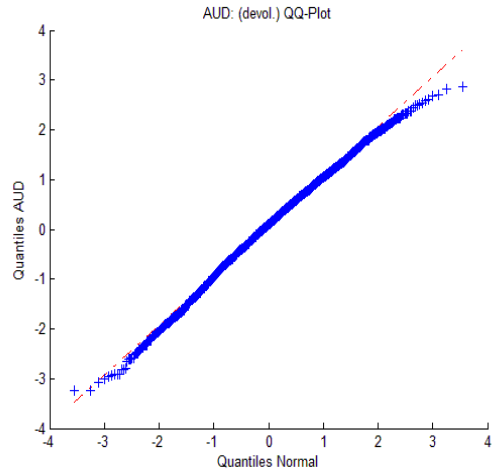
Rendements AUD (simples, standardisés, *devol.* p=20) 2001-01-03 et 2010-12-30

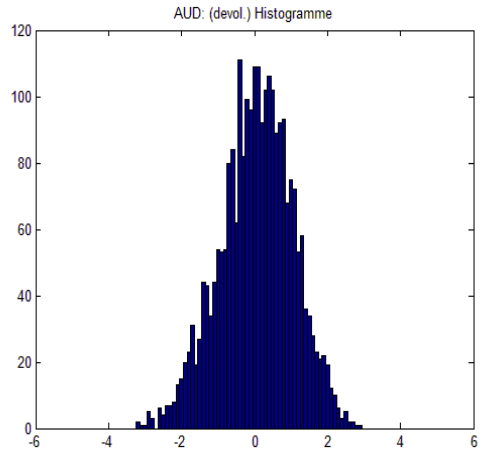




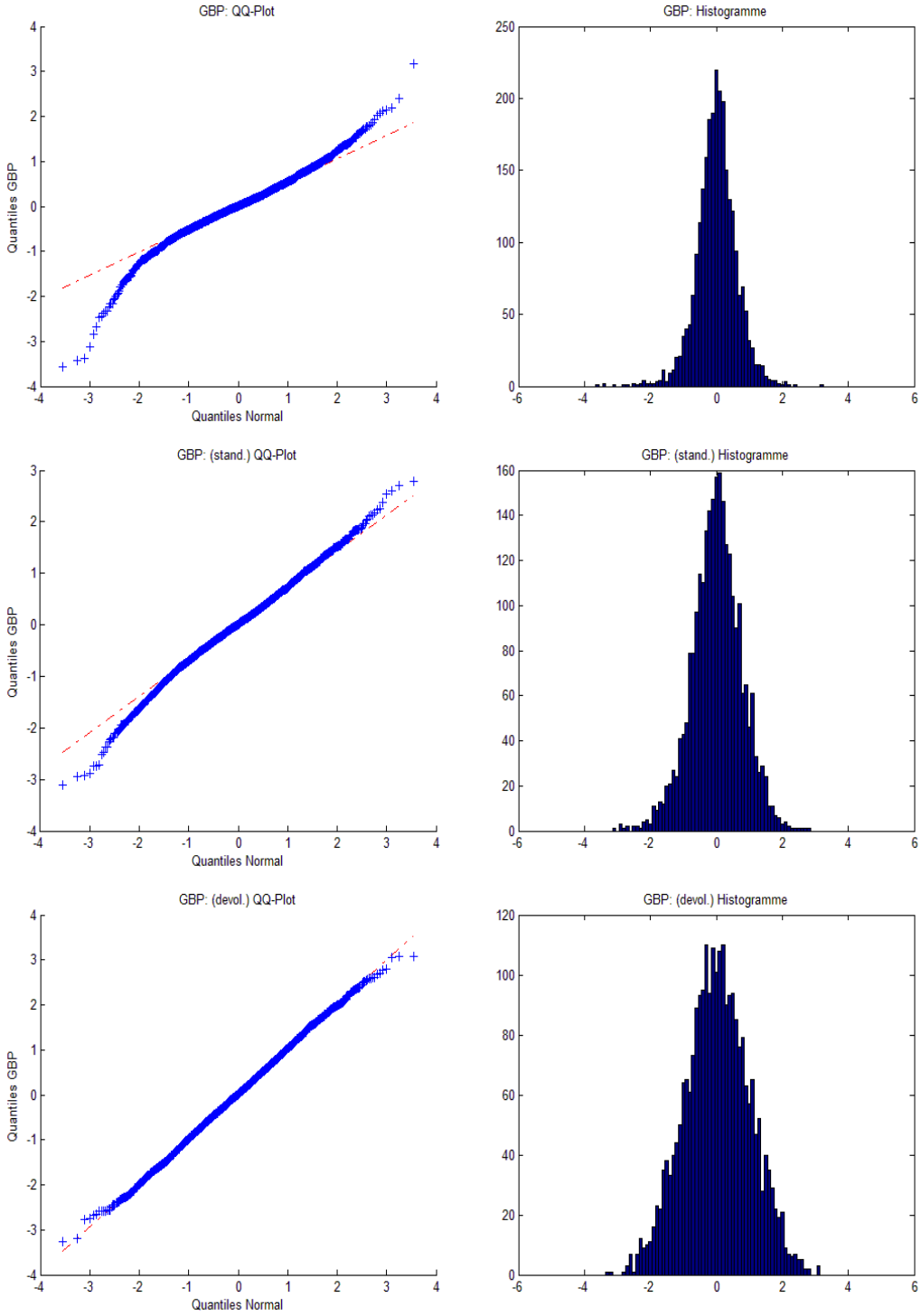




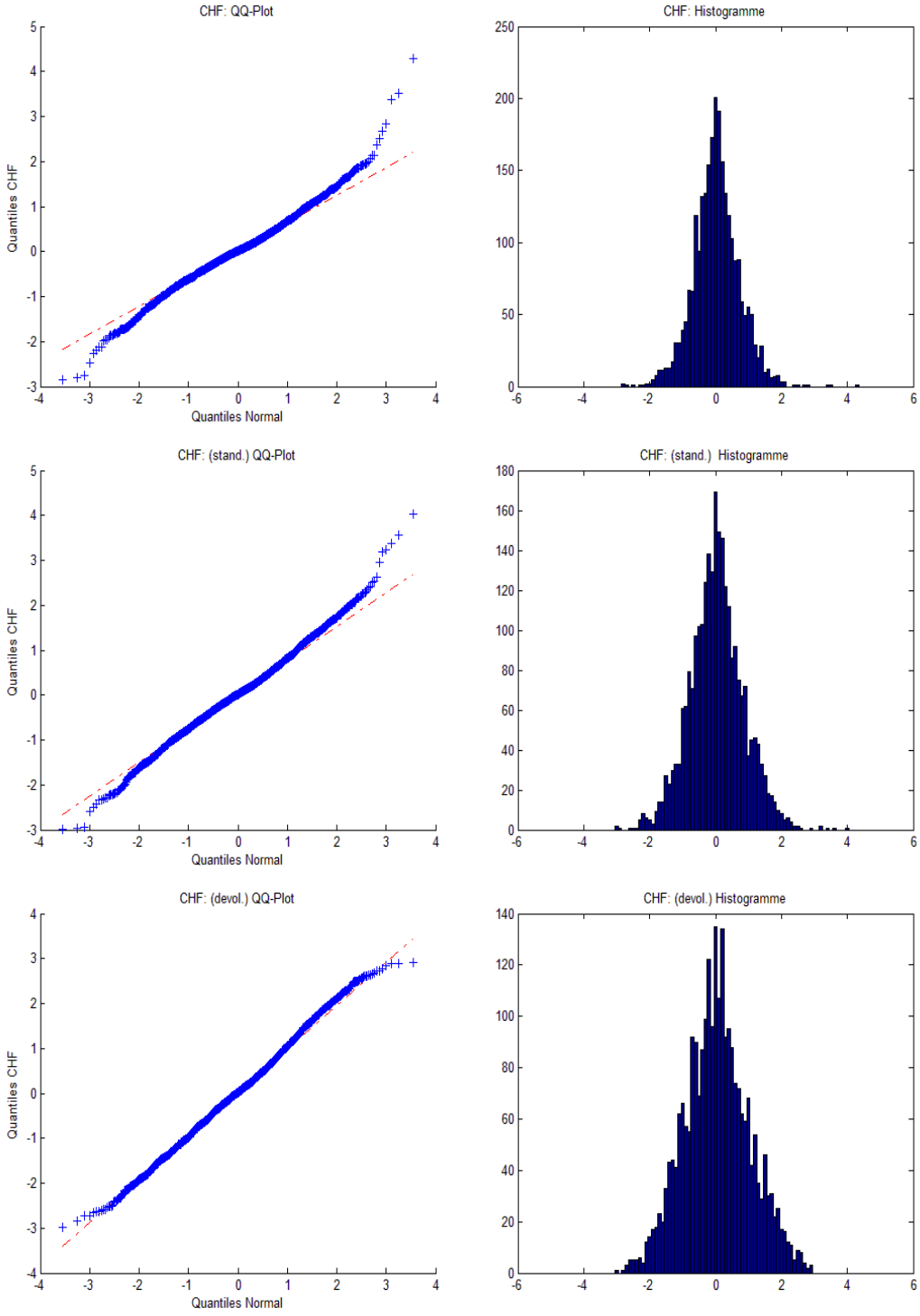




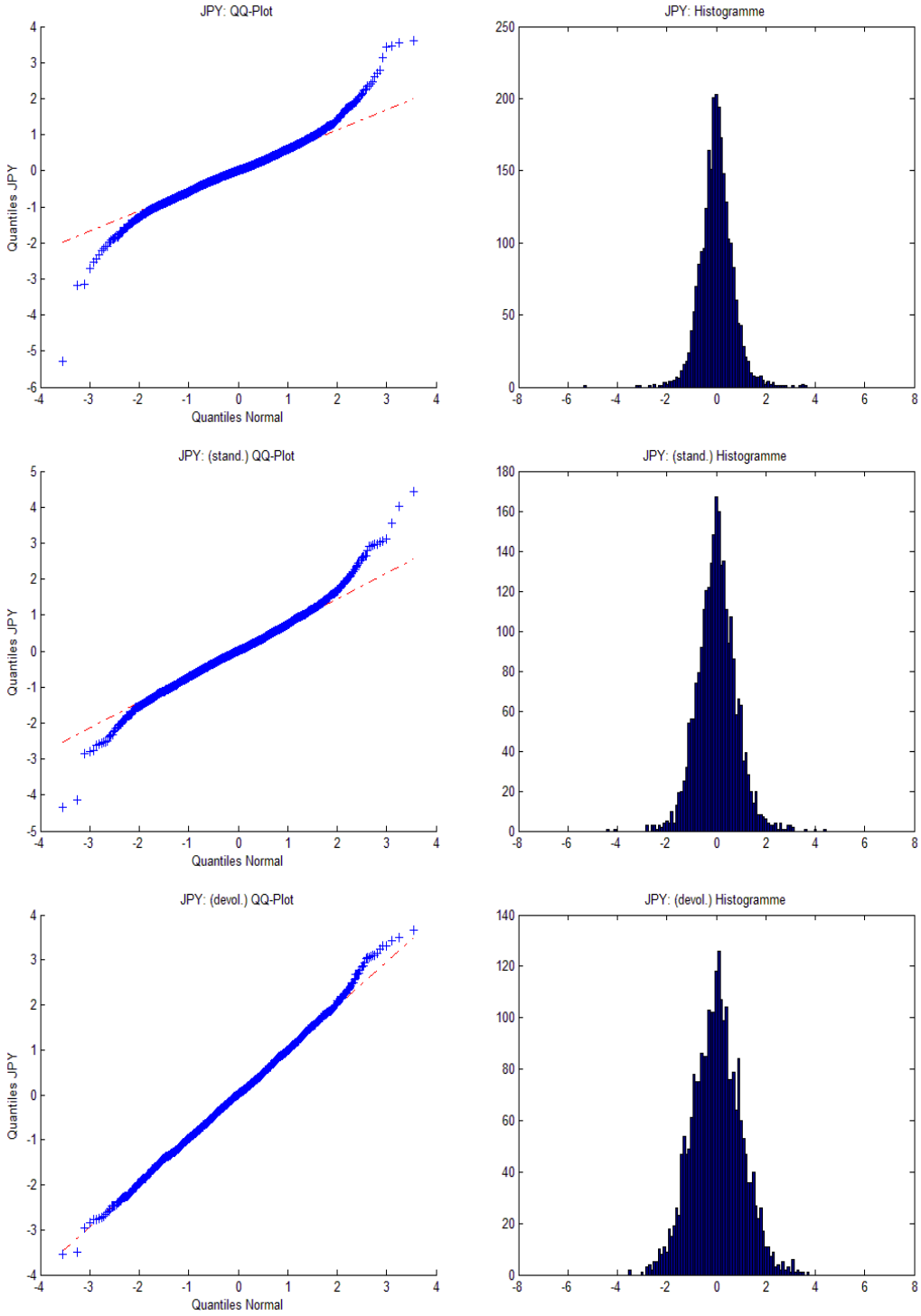
Rendements GBP (simples, standardisés, *devol.* p=20) 2001-01-03 et 2010-12-30



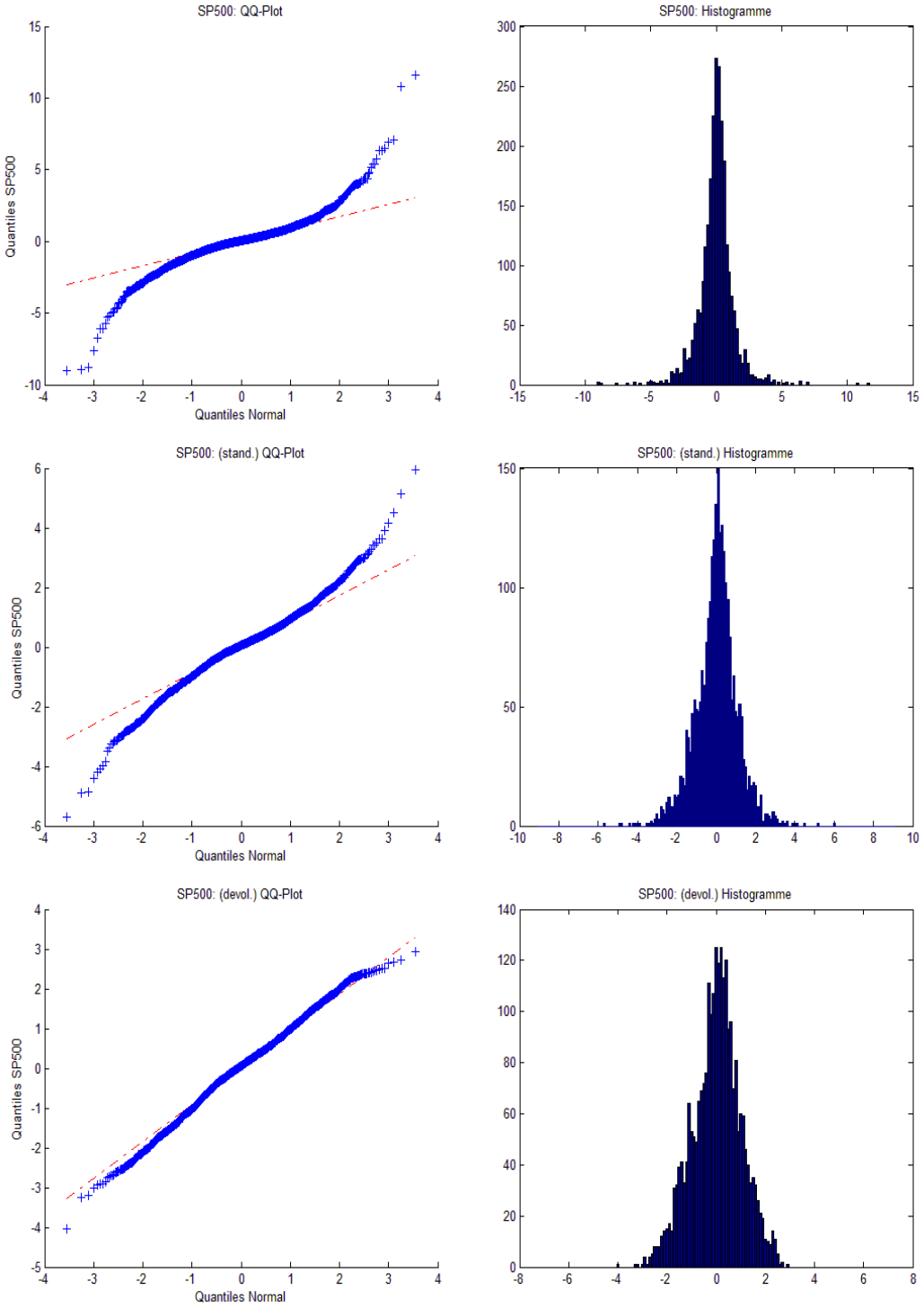
Rendements CHF (simples, standardisés, *devol.* p=20) 2001-01-03 et 2010-12-30



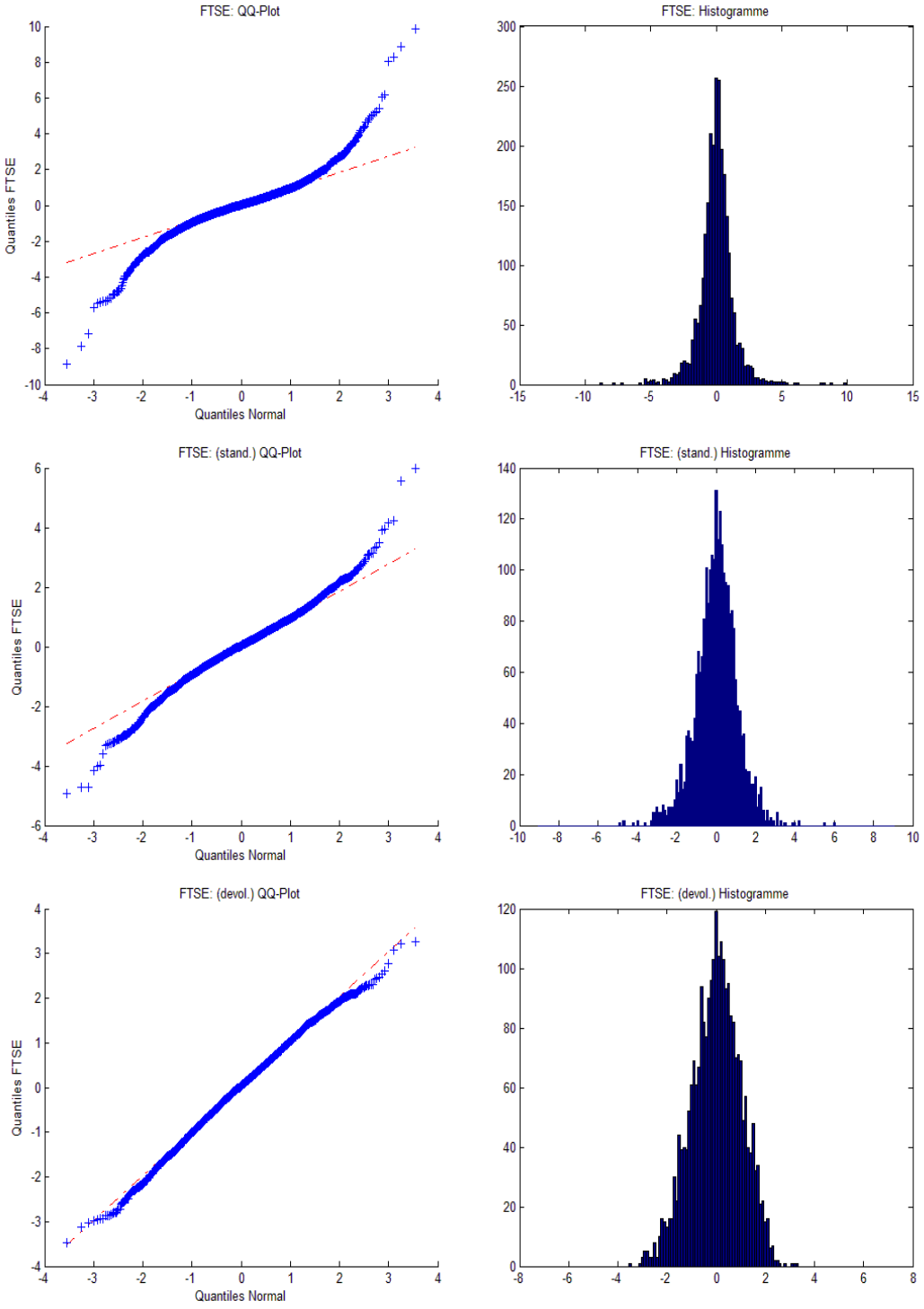
Rendements JPY (simples, standardisés, *devol.* p=20) 2001-01-03 et 2010-12-30



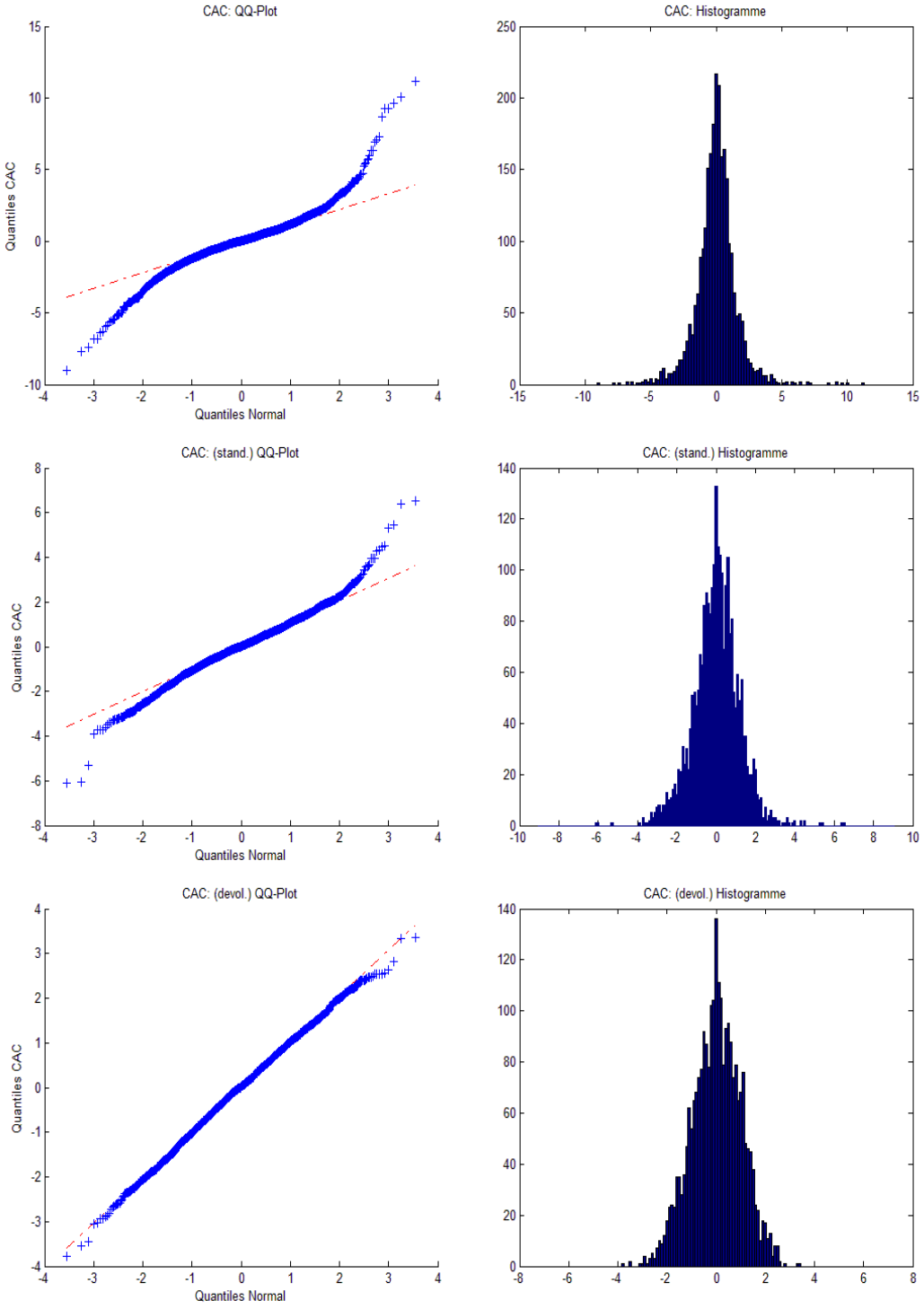
Rendements SP500 (simples, standardisés, *devol.* p=20) 2001-01-03 et 2010-12-30



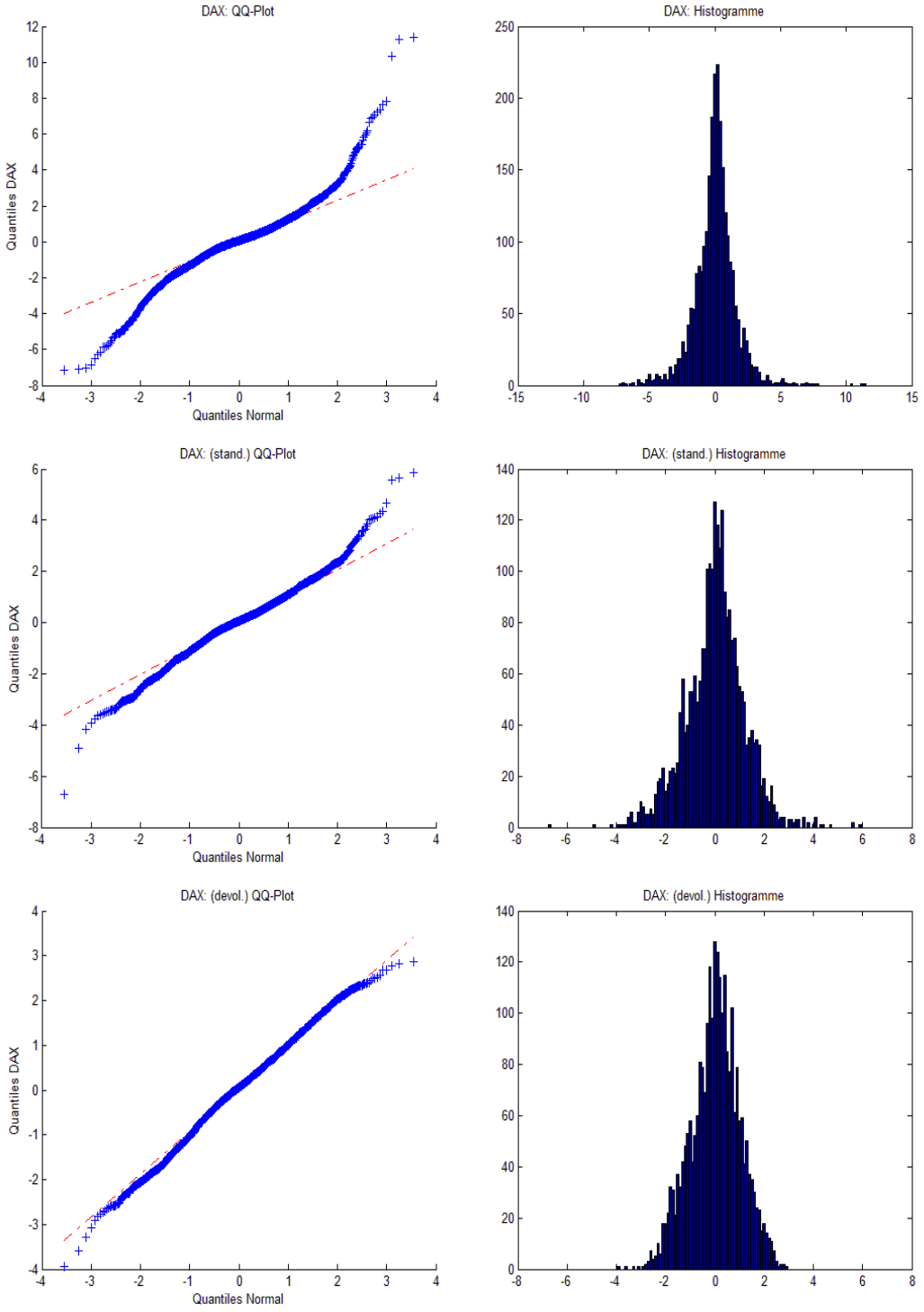
Rendements FTSE (simples, standardisés, *devol.* p=20) 2001-01-03 et 2010-12-30



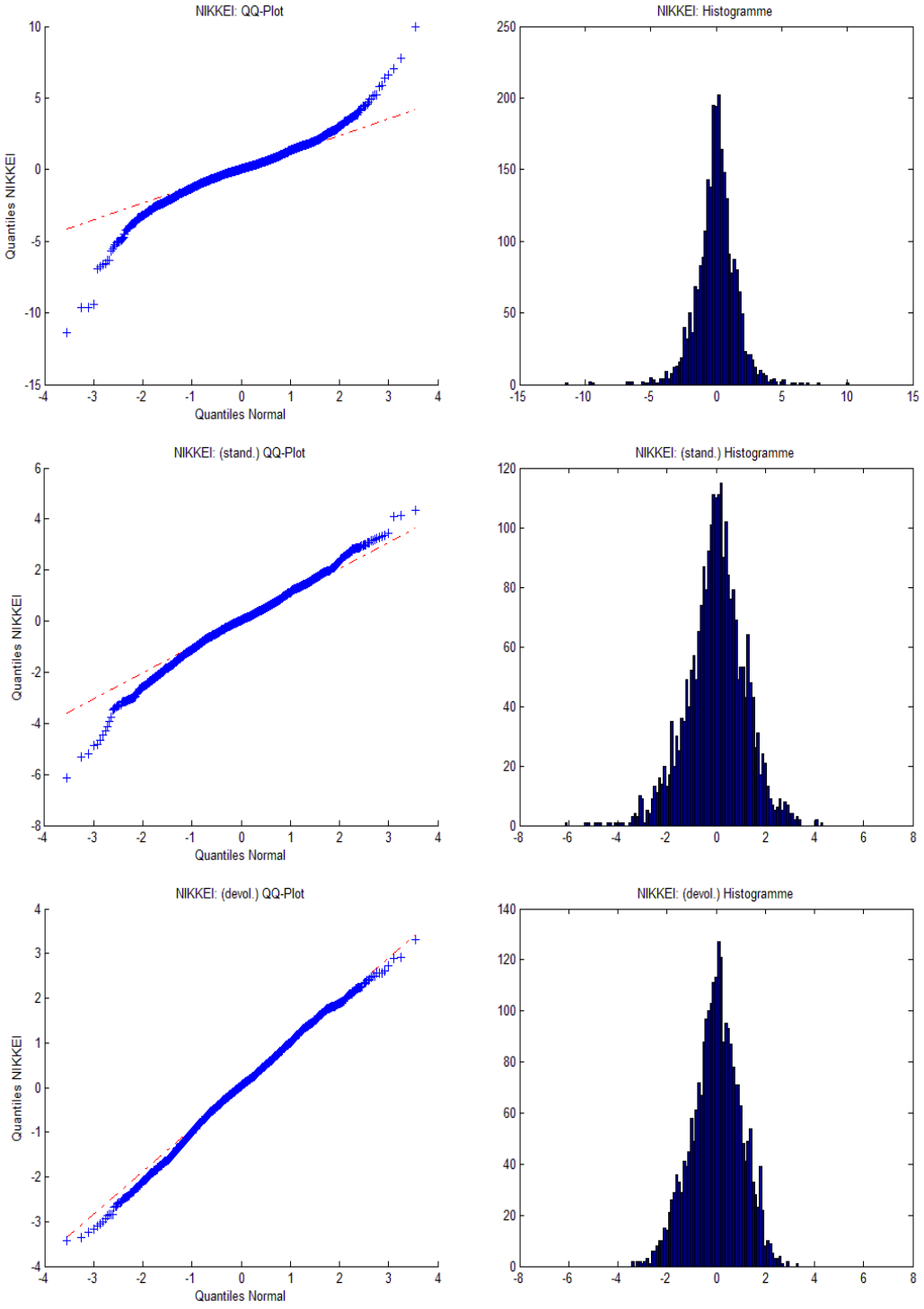
Rendements CAC (simples, standardisés, *devol.* p=20) 2001-01-03 et 2010-12-30



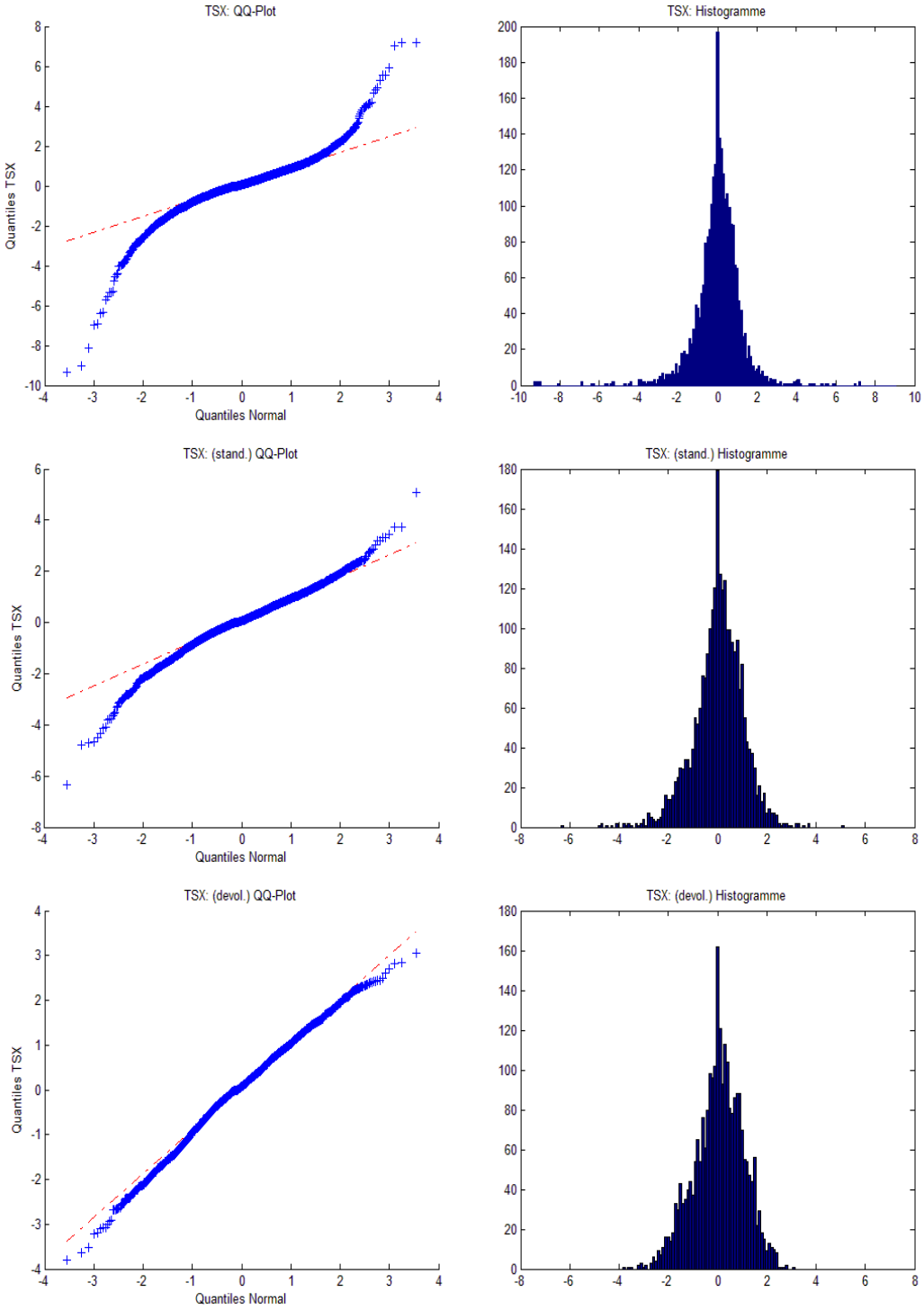
Rendements DAX (simples, standardisés, *devol.* p=20) 2001-01-03 et 2010-12-30



Rendements NIKKEI (simples, standardisés, *devol.* p=20) 2001-01-03 et 2010-12-30



Rendements TSX (simples, standardisés, *devol.* p=20) 2001-01-03 et 2010-12-30



ANNEXE B

Paramètres des estimations du modèle *t*-DCC

Estimation des paramètres par maximum de vraisemblance (MV) du modèle *t*-DCC, retour à la moyenne, **p=10**, pour l'échantillon de 2001-01-03 à 2009-12-30.

	Estimation par MV					
	λ_1		λ_2		$1 - \lambda_1 - \lambda_2$	
	paramètres	écarts-types	paramètres	écarts-types	paramètres	écarts-types
Devises						
CAD	0,9691	0,0056	0,0264	0,0045	0,0046	na
EURO	0,9550	0,0051	0,0375	0,0039	0,0076	na
AUD	0,9639	0,0047	0,0314	0,0039	0,0048	na
GBP	0,9689	0,0045	0,0269	0,0038	0,0042	na
CHF	0,9566	0,0053	0,0353	0,0040	0,0080	na
JPY	0,9680	0,0096	0,0267	0,0073	0,0053	na
Marchés						
SP500	0,9454	0,0073	0,0497	0,0064	0,0048	na
FTSE	0,9469	0,0052	0,0495	0,0047	0,0036	na
CAC	0,9476	0,0050	0,0486	0,0044	0,0038	na
DAX	0,9458	0,0053	0,0505	0,0047	0,0037	na
NIKKEI	0,9407	0,0091	0,0519	0,0073	0,0075	na
TSX	0,9555	0,0058	0,0397	0,0050	0,0048	na
	ν		ϕ_1		ϕ_2	
	11,2128	0,4832	0,9868	0,0010	0,0106	0,0007

Remarque : Nu est le degré de liberté de l'estimation, phi1 et phi2 sont les paramètres de corrélation conditionnelle.

Estimation des paramètres par maximum de vraisemblance (MV) du modèle *t*-DCC, retour à la moyenne, **p=5**, pour l'échantillon de 2001-01-03 à 2009-12-30.

	Estimation par MV					
	λ_1		λ_2		$1 - \lambda_1 - \lambda_2$	
	paramètres	écarts-types	paramètres	écarts-types	paramètres	écarts-types
Devises						
CAD	0,9375	0,0244	0,0551	0,0211	0,0075	na
EURO	0,9275	0,0200	0,0428	0,0144	0,0296	na
AUD	0,9719	0,0133	0,0247	0,0106	0,0035	na
GBP	0,9742	0,0100	0,0242	0,0088	0,0016	na
CHF	0,9334	0,0203	0,0446	0,0125	0,0220	na
JPY	0,9757	0,0160	0,0092	0,0103	0,0152	na
Marchés						
SP500	0,9084	0,0246	0,0520	0,0133	0,0396	na
FTSE	0,8815	0,0450	0,0774	0,0265	0,0410	na
CAC	0,9289	0,0187	0,0402	0,0095	0,0309	na
DAX	0,8916	0,0277	0,0659	0,0157	0,0425	na
NIKKEI	0,9039	0,0366	0,0523	0,0226	0,0439	na
TSX	0,9583	0,0154	0,0362	0,0121	0,0056	na
	ν		ϕ_1		ϕ_2	
	10,7123	1,2389	0,9907	0,0025	0,0074	0,0013

Estimation des paramètres par maximum de vraisemblance (MV) du modèle *t*-DCC, retour à la moyenne, **p=20**, pour l'échantillon de 2001-01-03 à 2007-11-30

	Estimation par MV					
	λ_1		λ_2		$1 - \lambda_1 - \lambda_2$	
	paramètres	écarts-types	paramètres	écarts-types	paramètres	écarts-types
Devises						
CAD	0,9682	0,0075	0,0264	0,0060	0,0054	na
EURO	0,9643	0,0065	0,0275	0,0046	0,0082	na
AUD	0,9687	0,0074	0,0241	0,0052	0,0071	na
GBP	0,9709	0,0065	0,0217	0,0045	0,0074	na
CHF	0,9678	0,0062	0,0245	0,0042	0,0078	na
JPY	0,9359	0,0125	0,0388	0,0087	0,0254	na
Marchés						
SP500	0,9481	0,0098	0,0440	0,0080	0,0080	na
FTSE	0,9442	0,0081	0,0508	0,0071	0,0050	na
CAC	0,9493	0,0066	0,0469	0,0058	0,0038	na
DAX	0,9448	0,0071	0,0515	0,0063	0,0036	na
NIKKEI	0,9384	0,0107	0,0526	0,0085	0,0090	na
TSX	0,9467	0,0097	0,0362	0,0066	0,0171	na
	ν		ϕ_1		ϕ_2	
	13,0368	0,5851	0,9842	0,0022	0,0093	0,0010

Remarque : Nu est le degré de liberté de l'estimation, phi1 et phi2 sont les paramètres de corrélation conditionnelle.

Estimation des paramètres par maximum de vraisemblance (MV) du modèle *t*-DCC, retour à la moyenne, **p=10**, pour l'échantillon de 2001-01-03 à 2007-11-30.

	Estimation par MV					
	λ_1		λ_2		$1 - \lambda_1 - \lambda_2$	
	paramètres	écarts-types	paramètres	écarts-types	paramètres	écarts-types
Devises						
CAD	0,9681	0,0081	0,0263	0,0063	0,0057	na
EURO	0,9617	0,0067	0,0293	0,0047	0,0090	na
AUD	0,9698	0,0074	0,0233	0,0049	0,0068	na
GBP	0,9710	0,0061	0,0217	0,0045	0,0073	na
CHF	0,9656	0,0066	0,0258	0,0044	0,0087	na
JPY	0,9366	0,0156	0,0387	0,0091	0,0247	na
Marchés						
SP500	0,9492	0,0091	0,0433	0,0073	0,0076	na
FTSE	0,9449	0,0077	0,0506	0,0067	0,0044	na
CAC	0,9504	0,0066	0,0464	0,0058	0,0033	na
DAX	0,9470	0,0068	0,0499	0,0060	0,0031	na
NIKKEI	0,9408	0,0116	0,0506	0,0089	0,0086	na
TSX	0,9479	0,0102	0,0360	0,0071	0,0161	na
	ν		ϕ_1		ϕ_2	
	12,7408	0,4194	0,9839	0,0021	0,0093	0,0009

Estimation des paramètres par maximum de vraisemblance (MV) du modèle *t*-DCC, retour à la moyenne, **p=5**, pour l'échantillon de 2001-01-03 à 2007-11-30.

	Estimation par MV					
	λ_1		λ_2		$1 - \lambda_1 - \lambda_2$	
	paramètres	écarts-types	paramètres	écarts-types	paramètres	écarts-types
Devises						
CAD	0,9402	0,0307	0,0498	0,0240	0,0100	na
EURO	0,9372	0,0295	0,0287	0,0319	0,0341	na
AUD	0,9644	0,0273	0,0252	0,0148	0,0105	na
GBP	0,9764	0,0400	0,0219	0,0238	0,0017	na
CHF	0,9350	0,0314	0,0293	0,0568	0,0358	na
JPY	0,9862	0,7531	0,0001	1,0591	0,0137	na
Marchés						
SP500	0,9208	0,0347	0,0490	0,0162	0,0303	na
FTSE	0,8870	0,1029	0,0644	0,0182	0,0486	na
CAC	0,9329	0,0200	0,0375	0,0230	0,0296	na
DAX	0,8986	0,0482	0,0613	0,0141	0,0401	na
NIKKEI	0,9166	0,0322	0,0620	0,0636	0,0214	na
TSX	0,9494	0,0660	0,0248	0,0437	0,0258	na
	ν		ϕ_1		ϕ_2	
	12,5079	2,9511	0,9686	0,0707	0,0080	0,0136

Remarque : Nu est le degré de liberté de l'estimation, phi1 et phi2 sont les paramètres de corrélation conditionnelle.

Estimation des paramètres par maximum de vraisemblance (MV) du modèle *t*-DCC, retour à la moyenne, **p=20**, pour l'échantillon de 2007-12-03 à 2009-12-30.

	Estimation par MV					
	λ_1		λ_2		$1 - \lambda_1 - \lambda_2$	
	paramètres	écarts-types	paramètres	écarts-types	paramètres	écarts-types
Devises						
CAD	0,9226	0,0285	0,0379	0,0119	0,0395	na
EURO	0,9399	0,0109	0,0477	0,0082	0,0124	na
AUD	0,8830	0,0767	0,0827	0,0496	0,0343	na
GBP	0,9608	0,0114	0,0293	0,0088	0,0099	na
CHF	0,9406	0,0137	0,0486	0,0104	0,0108	na
JPY	0,9774	0,0102	0,0159	0,0067	0,0067	na
Marchés						
SP500	0,9025	0,0212	0,0766	0,0155	0,0210	na
FTSE	0,9268	0,0130	0,0568	0,0094	0,0164	na
CAC	0,9174	0,0165	0,0636	0,0120	0,0191	na
DAX	0,9259	0,0149	0,0594	0,0111	0,0147	na
NIKKEI	0,8677	0,0426	0,0893	0,0281	0,0430	na
TSX	0,9259	0,0219	0,0535	0,0154	0,0206	na
	ν		ϕ_1		ϕ_2	
	9,0119	0,6396	0,9620	0,0062	0,0184	0,0024

Estimation des paramètres par maximum de vraisemblance (MV) du modèle *t*-DCC, retour à la moyenne, **p=10**, pour l'échantillon de 2007-12-03 à 2009-12-30.

	Estimation par MV					
	λ_1		λ_2		$1 - \lambda_1 - \lambda_2$	
	paramètres	écarts-types	paramètres	écarts-types	paramètres	écarts-types
Devises						
CAD	0,9273	0,0261	0,0371	0,0126	0,0357	na
EURO	0,9390	0,0118	0,0480	0,0089	0,0130	na
AUD	0,8958	0,0769	0,0741	0,0494	0,0301	na
GBP	0,9609	0,0115	0,0299	0,0086	0,0093	na
CHF	0,9418	0,0152	0,0476	0,0113	0,0106	na
JPY	0,9824	0,0086	0,0136	0,0054	0,0040	na
Marchés						
SP500	0,9076	0,0188	0,0725	0,0142	0,0199	na
FTSE	0,9271	0,0133	0,0566	0,0100	0,0163	na
CAC	0,9178	0,0169	0,0630	0,0128	0,0191	na
DAX	0,9266	0,0145	0,0590	0,0111	0,0144	na
NIKKEI	0,8784	0,0396	0,0810	0,0248	0,0406	na
TSX	0,9322	0,0192	0,0493	0,0137	0,0185	na
	ν		ϕ_1		ϕ_2	
	8,7267	0,9124	0,9624	0,0058	0,0180	0,0023

Remarque : Nu est le degré de liberté de l'estimation, phi1 et phi2 sont les paramètres de corrélation conditionnelle.

Estimation des paramètres par maximum de vraisemblance (MV) du modèle *t*-DCC, retour à la moyenne, **p=5**, pour l'échantillon de 2007-12-03 à 2009-12-30.

	Estimation par MV					
	λ_1		λ_2		$1 - \lambda_1 - \lambda_2$	
	paramètres	écarts-types	paramètres	écarts-types	paramètres	écarts-types
Devises						
CAD	0,9160	0,0300	0,0381	0,0118	0,0459	na
EURO	0,8940	0,0177	0,0694	0,0122	0,0366	na
AUD	0,8409	0,0606	0,1063	0,0379	0,0527	na
GBP	0,9519	0,0139	0,0329	0,0099	0,0152	na
CHF	0,9336	0,0161	0,0459	0,0118	0,0205	na
JPY	0,9819	0,0110	0,0135	0,0063	0,0047	na
Marchés						
SP500	0,9041	0,0214	0,0743	0,0160	0,0216	na
FTSE	0,9258	0,0132	0,0567	0,0096	0,0175	na
CAC	0,9149	0,0173	0,0642	0,0125	0,0209	na
DAX	0,9260	0,0152	0,0591	0,0115	0,0150	na
NIKKEI	0,8699	0,0450	0,0830	0,0285	0,0471	na
TSX	0,9271	0,0225	0,0526	0,0161	0,0204	na
	ν		ϕ_1		ϕ_2	
	8,1726	0,7999	0,9605	0,0065	0,0176	0,0023

Estimation des paramètres par maximum de vraisemblance (MV) du modèle *t*-DCC, non retour à la moyenne, pour l'échantillon de 2001-01-03 à 2009-12-30

	Estimation par MV											
	P=20				**P=10**				**P=5**			
	λ		$1 - \lambda$		λ		$1 - \lambda$		λ		$1 - \lambda$	
	para.	éc-t.	para.	éc-t.	para.	éc-t.	para.	éc-t.	para.	Éc-t.	para.	éc-t.
Devises												
CAD	0,9786	0,0037	0,0214		0,9788	0,0033	0,0212		0,9634	0,0123	0,0366	
EURO	0,9684	0,0027	0,0316		0,9675	0,0028	0,0325		0,9458	0,0097	0,0542	
AUD	0,9752	0,0073	0,0248		0,9749	0,0027	0,0251		0,9728	0,0064	0,0272	
GBP	0,9750	0,0135	0,0250		0,9745	0,0031	0,0255		0,9714	0,0078	0,0286	
CHF	0,9696	0,0199	0,0304		0,9686	0,0028	0,0314		0,9519	0,0103	0,0481	
JPY	0,9817	0,0030	0,0183		0,9813	0,0031	0,0187		0,9823	0,0075	0,0177	
Marchés												
SP500	0,9632	0,0087	0,0368		0,9633	0,0037	0,0367		0,9512	0,0131	0,0488	
FTSE	0,9606	0,0032	0,0394		0,9593	0,0036	0,0407		0,9462	0,0105	0,0538	
CAC	0,9624	0,0118	0,0376		0,9612	0,0032	0,0388		0,9615	0,0063	0,0385	
DAX	0,9609	0,0042	0,0391		0,9600	0,0031	0,0400		0,9409	0,0095	0,0591	
NIKKEI	0,9572	0,0089	0,0428		0,9587	0,0052	0,0413		0,9389	0,0189	0,0611	
TSX	0,9677	0,0034	0,0323		0,9679	0,0034	0,0321		0,9592	0,0088	0,0408	
	ν		ϕ		ν		ϕ		ν		ϕ	
	12,16	2,7183	0,9914	0,0004	11,91	0,5984	0,9911	0,0004	11,08	1,3584	0,9928	0,0009

Remarque : P est le nombre de retard pour la dévolatilisation, nu le degré de liberté, phi le paramètre de corrélation conditionnelle.

Estimation des paramètres par maximum de vraisemblance (MV) du modèle *t*-DCC, non retour à la moyenne, pour l'échantillon de 2001-01-03 à 2007-11-30

	Estimation par MV											
	P=20				**P=10**				**P=5**			
	λ		$1-\lambda$		λ		$1-\lambda$		λ		$1-\lambda$	
	para.	éc-t.	para.	éc-t.	para.	éc-t.	para.	éc-t.	para.	Éc-t.	para.	éc-t.
Devises												
CAD	0,9786	0,0044	0,0214		0,9788	0,0040	0,0212		0,9624	0,0129	0,0376	
EURO	0,9794	0,0029	0,0206		0,9768	0,0025	0,0232		0,9529	0,0082	0,0471	
AUD	0,9799	0,0032	0,0201		0,9799	0,0030	0,0201		0,9712	0,0083	0,0288	
GBP	0,9795	0,0034	0,0205		0,9789	0,0033	0,0211		0,9734	0,0070	0,0266	
CHF	0,9811	0,0031	0,0189		0,9792	0,0027	0,0208		0,9603	0,0082	0,0397	
JPY	0,9792	0,0060	0,0208		0,9778	0,0051	0,0222		0,9813	0,0090	0,0187	
Marchés												
SP500	0,9693	0,0046	0,0307		0,9697	0,0047	0,0303		0,9429	0,0128	0,0571	
FTSE	0,9603	0,0043	0,0397		0,9588	0,0044	0,0412		0,9466	0,0105	0,0534	
CAC	0,9631	0,0037	0,0369		0,9620	0,0037	0,0380		0,9626	0,0059	0,0374	
DAX	0,9616	0,0035	0,0384		0,9612	0,0037	0,0388		0,9394	0,0097	0,0606	
NIKKEI	0,9566	0,0070	0,0434		0,9586	0,0067	0,0414		0,9331	0,0190	0,0669	
TSX	0,9698	0,0043	0,0302		0,9695	0,0042	0,0305		0,9557	0,0108	0,0443	
	ν		ϕ		ν		ϕ		ν		ϕ	
	13,63	0,5841	0,9934	0,0004	13,34	0,8947	0,9932	0,0004	11,17	1,1219	0,9974	0,0006

Remarque : P est le nombre de retard pour la dévolatilisation, nu le degré de liberté, phi le paramètre de corrélation conditionnelle.

Estimation des paramètres par maximum de vraisemblance (MV) du modèle *t*-DCC, non retour à la moyenne, pour l'échantillon de 2007-12-03 à 2009-12-30

	Estimation par MV											
	P=20				**P=10**				**P=5**			
	λ		$1-\lambda$		λ		$1-\lambda$		λ		$1-\lambda$	
	para.	éc-t.	para.	éc-t.	para.	éc-t.	para.	éc-t.	para.	Éc-t.	para.	éc-t.
Devises												
CAD	0,9774	0,0059	0,0226		0,9771	0,0057	0,0229		0,9705	0,0073	0,0295	
EURO	0,9567	0,0060	0,0433		0,9550	0,0064	0,0450		0,9309	0,0087	0,0691	
AUD	0,9701	0,0051	0,0299		0,9676	0,0054	0,0324		0,9606	0,0071	0,0394	
GBP	0,9714	0,0061	0,0286		0,9699	0,0059	0,0301		0,9629	0,0069	0,0371	
CHF	0,9517	0,0075	0,0483		0,9492	0,0079	0,0508		0,9423	0,0084	0,0577	
JPY	0,9804	0,0043	0,0196		0,9802	0,0047	0,0198		0,9768	0,0060	0,0232	
Marchés												
SP500	0,9568	0,0073	0,0432		0,9557	0,0075	0,0443		0,9494	0,0087	0,0506	
FTSE	0,9624	0,0057	0,0376		0,9593	0,0059	0,0407		0,9556	0,0064	0,0444	
CAC	0,9629	0,0058	0,0371		0,9600	0,0060	0,0400		0,9549	0,0068	0,0451	
DAX	0,9618	0,0059	0,0382		0,9584	0,0062	0,0416		0,9524	0,0072	0,0476	
NIKKEI	0,9573	0,0100	0,0427		0,9556	0,0100	0,0444		0,9432	0,0115	0,0568	
TSX	0,9659	0,0061	0,0341		0,9659	0,0056	0,0341		0,9621	0,0062	0,0379	
	ν		ϕ		ν		ϕ		ν		ϕ	
	9,33	0,9201	0,9865	0,0012	9,22	0,8711	0,9864	0,0012	9,21	0,8569	0,9861	0,0011

Remarque : P est le nombre de retard pour la dévolatilisation, nu le degré de liberté, phi le paramètre de corrélation conditionnelle.

ANNEXE C

Paramètres des estimations du modèle DCC

Estimation des paramètres par maximum de vraisemblance (MV) du modèle DCC, données standardisées et constante c pour l'échantillon de 2007-12-03 à 2009-12-30.

	Estimation par MV					
	λ_1		λ_2		c	
	paramètres	écarts-types	paramètres	écarts-types	paramètres	écarts-types
Devises						
CAD	0,9362	0,0077	0,0414	0,0032	0,0196	0,0035
EURO	0,9638	0,0037	0,0272	0,0018	0,0071	0,0010
AUD	0,9246	0,0104	0,0594	0,0097	0,0201	0,0042
GBP	0,9542	0,0030	0,0358	0,0022	0,0082	0,0009
CHF	0,9628	0,0358	0,0233	0,0084	0,0118	0,0105
JPY	0,9229	0,0227	0,0422	0,0077	0,0310	0,0087
Marchés						
SP500	0,9346	0,0076	0,0525	0,0057	0,0225	0,0076
FTSE	0,9361	0,0222	0,0440	0,0086	0,0335	0,0210
CAC	0,9247	0,0317	0,0499	0,0133	0,0482	0,0398
DAX	0,9202	0,0327	0,0496	0,0113	0,0566	0,0576
NIKKEI	0,8936	0,0752	0,0682	0,0217	0,0730	0,0884
TSX	0,9302	0,0241	0,0545	0,0126	0,0260	0,0145
	ϕ_1		ϕ_2			
	0,9337	0,033152	0,0238	0,001650		

Estimation des paramètres par maximum de vraisemblance (MV) du modèle DCC, données standardisées et constante c pour l'échantillon de 2001-01-03 à 2007-11-30

	Estimation par MV					
	λ_1		λ_2		c	
	paramètres	écarts-types	paramètres	écarts-types	paramètres	écarts-types
Devises						
CAD	0,9748	0,0040	0,0214	0,0019	0,0022	0,0002
EURO	0,9876	0,0022	0,0099	0,0002	0,0018	0,0239
AUD	0,9602	0,0014	0,0319	0,0494	0,0058	0,0377
GBP	0,9682	0,0062	0,0161	0,0017	0,0078	0,0009
CHF	0,9779	0,0078	0,0177	0,0710	0,0058	0,0290
JPY	0,9537	0,0034	0,0370	0,0141	0,0233	0,0270
Marchés						
SP500	0,9719	0,0179	0,0213	0,0073	0,0064	0,0030
FTSE	0,9371	0,0173	0,0494	0,0081	0,0130	0,0027
CAC	0,9520	0,0120	0,0374	0,0060	0,0127	0,0029
DAX	0,9525	0,0096	0,0380	0,0051	0,0122	0,0025
NIKKEI	0,9482	0,0415	0,0348	0,0134	0,0219	0,0179
TSX	0,9647	0,0166	0,0220	0,0043	0,0108	0,0038
	ϕ_1		ϕ_2			
	0,9856	0,000344	0,0083	0,000508		

Remarque : Phi1 et phi2 sont les paramètres de corrélation conditionnelle.

ANNEXE D

Performance du modèle *t*-DCC, critère *VaR*. L'annexe D présente le nombre de fois que la *VaR* d'actifs individuels à échoué sur un échantillon d'évaluation donné.

T-DCC retour à la moy. p=20	Estimations 2001-2009 pour échantillon d'évaluation 2010, *VaR*		Estimations 2001-2007 pour échantillon d'évaluation 2008-09, *VaR*		Estimations 2008-2009 pour échantillon d'évaluation 2010, *Var*	
	1%	5%	1%	5%	1%	5%
CAD	3	14	6	24	2	16
EURO	2	17	5	25	2	16
AUD	4	14	7	23	6	15
GBP	3	16	7	35	3	19
CHF	3	14	4	22	3	14
JPY	3	6	4	17	3	7
SP500	8	16	5	32	5	15
FTSE	4	14	7	28	3	15
CAC	6	18	3	32	5	17
DAX	2	17	7	31	3	18
NIKKEI	3	16	6	29	3	19
TSX	5	16	7	22	4	16
PF	5	15	6	28	5	15
PF.devises	5	14	3	17	5	13
PF.marchés	6	17	6	31	5	16
seuil	2,58	12,9	5,2	26	2,58	12,9
éch. d'év.	258	258	520	520	258	258

T-DCC non retour à la moy. P=20	Estimations 2001-2009 pour échantillon d'évaluation 2010, *VaR*		Estimations 2001-2007 pour échantillon d'évaluation 2008-09, *VaR*		Estimations 2008-2009 pour échantillon d'évaluation 2010, *Var*	
	1%	5%	1%	5%	1%	5%
CAD	3	13	9	26	3	17
EURO	3	17	7	22	3	18
AUD	3	13	8	28	4	14
GBP	3	17	11	38	4	19
CHF	4	13	5	24	3	13
JPY	3	6	3	18	3	6
SP500	7	16	8	33	8	17
FTSE	3	16	9	35	3	16
CAC	6	18	5	33	6	18
DAX	3	17	9	33	3	19
NIKKEI	3	14	8	32	4	17
TSX	5	15	9	36	5	15
PF	5	15	7	31	5	16
PF.devises	5	14	4	25	5	15
PF.marchés	6	18	8	37	6	18
seuil	2,58	12,9	5,2	26	2,58	12,9
éch. D'év.	258	258	520	520	258	258

T-DCC retour à la moy. P=10	Estimations 2001-2009 pour échantillon d'évaluation 2010, *VaR*		Estimations 2001-2007 pour échantillon d'évaluation 2008-09, *VaR*		Estimations 2008-2009 pour échantillon d'évaluation 2010, *Var*	
	1%	5%	1%	5%	1%	5%
PF	5	15	6	30	5	15
PF.devises	5	14	3	17	5	13
PF.marchés	6	17	6	31	6	17
seuil	2,58	12,9	5,2	26	2,58	12,9
éch. D'év.	258	258	520	520	258	258

T-DCC non retour à la moy. P=10	Estimations 2001-2009 pour échantillon d'évaluation 2010, *VaR*		Estimations 2001-2007 pour échantillon d'évaluation 2008-09, *VaR*		Estimations 2008-2009 pour échantillon d'évaluation 2010, *Var*	
	1%	5%	1%	5%	1%	5%
PF	6	15	7	31	6	16
PF.devises	5	14	4	25	5	15
PF.marchés	7	18	8	37	7	18
seuil	2,58	12,9	5,2	26	2,58	12,9
éch. d'év.	258	258	520	520	258	258

T-DCC retour à la moy. P=5	Estimations 2001-2009 pour échantillon d'évaluation 2010, *VaR*		Estimations 2001-2007 pour échantillon d'évaluation 2008-09, *VaR*		Estimations 2008-2009 pour échantillon d'évaluation 2010, *Var*	
	1%	5%	1%	5%	1%	5%
PF	5	15	5	28	5	15
PF.devises	5	13	3	17	5	12
PF.marchés	5	16	6	27	5	17
seuil	2,58	12,9	5,2	26	2,58	12,9
éch. d'év.	258	258	520	520	258	258

T-DCC non retour à la moy. P=5	Estimations 2001-2009 pour échantillon d'évaluation 2010, *VaR*		Estimations 2001-2007 pour échantillon d'évaluation 2008-09, *VaR*		Estimations 2008-2009 pour échantillon d'évaluation 2010, *Var*	
	1%	5%	1%	5%	1%	5%
PF	6	15	7	31	6	16
PF.devises	5	13	3	26	5	13
PF.marchés	7	17	8	35	8	18
seuil	2,58	12,9	5,2	26	2,58	12,9
éch. d'év.	258	258	520	520	258	258

Remarque : l'échantillon de 2008-2009 contient 549 observations, seulement 520 observations ont été retenus pour couvrir une période de 2 ans.

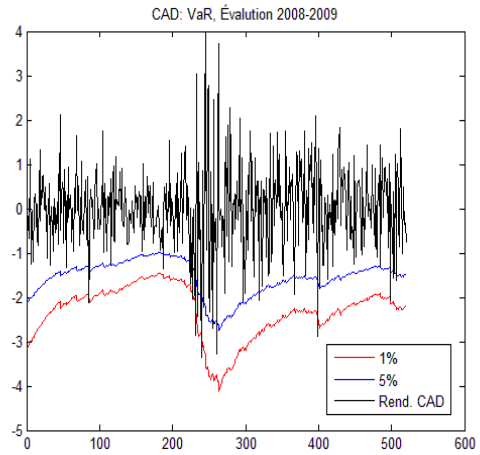
ANNEXE E

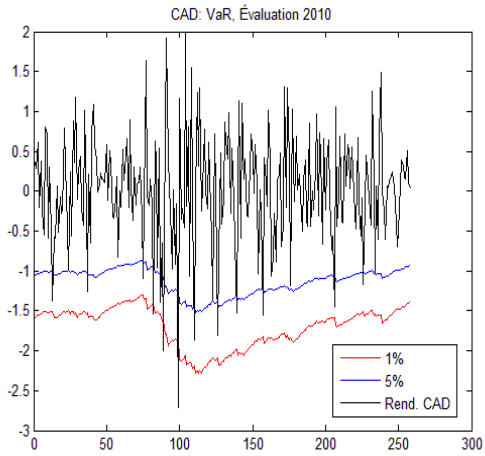
Performance du modèle DCC, critère VaR. L'annexe E présente le nombre de fois que la *VaR* d'actifs individuels à échoué sur un échantillon d'évaluation donné.

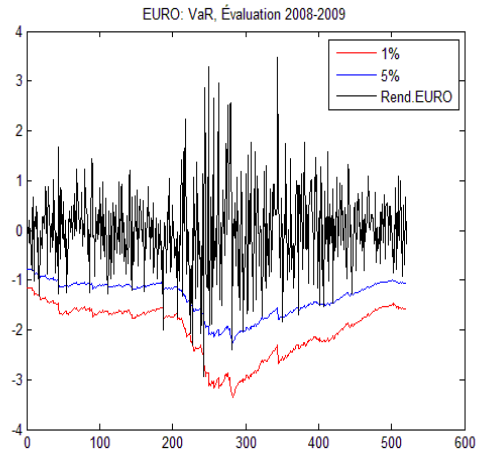
DCC rendements stand.	Estimations 2001-2009 pour échantillon d'évaluation 2010 *(VaR)*		Estimations 2001-2007 pour échantillon d'évaluation 2008-09*(VaR)*	
	1%	5%	1%	5%
CAD	3	14	4	21
EURO	2	16	4	25
AUD	9	12	3	35
GBP	2	15	8	6
CHF	3	13	5	14
JPY	2	6	5	19
SP500	2	14	3	32
FTSE	0	9	2	24
CAC	1	13	2	28
DAX	0	11	2	28
NIKKEI	0	13	1	28
TSX	2	12	5	31
PF	9	15	15	41
seuil	2,58	12,9	5,2	26
éch. d'év.	258	258	520	520

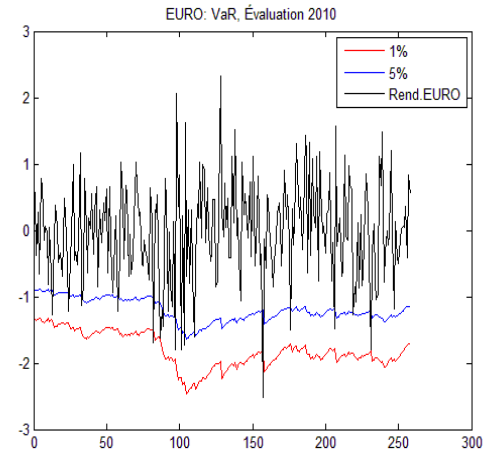
ANNEXE F

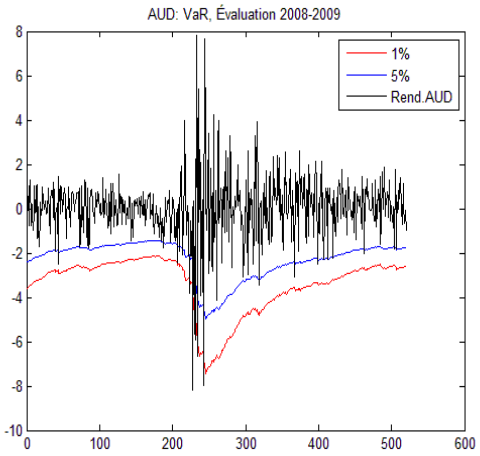
VaR 1 jour pour tous les actifs du portefeuille, modèle *t*-DCC, période d'évaluation 2008-2009 (520 observations) et 2010 (258 observations), retour à la moyenne et p=20.

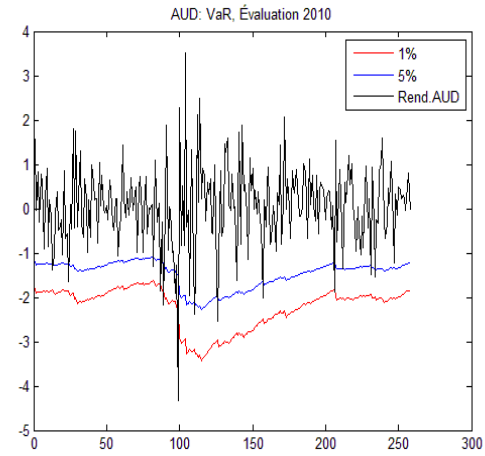


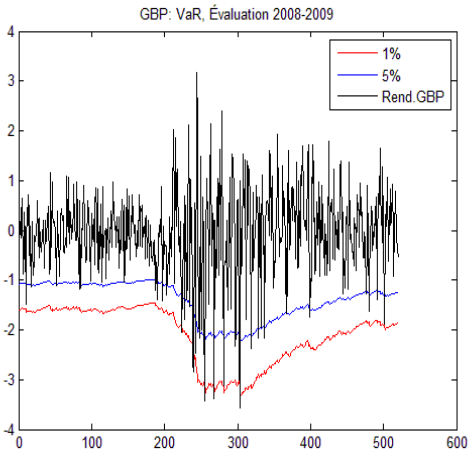


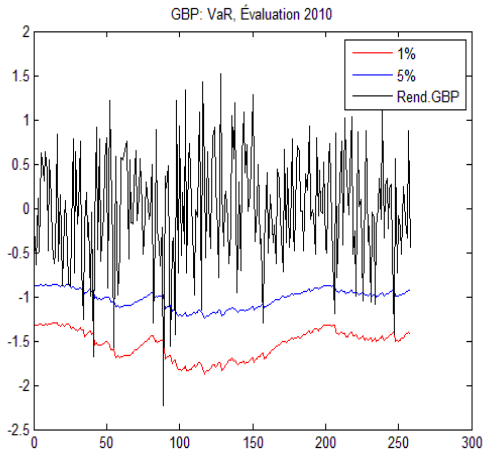


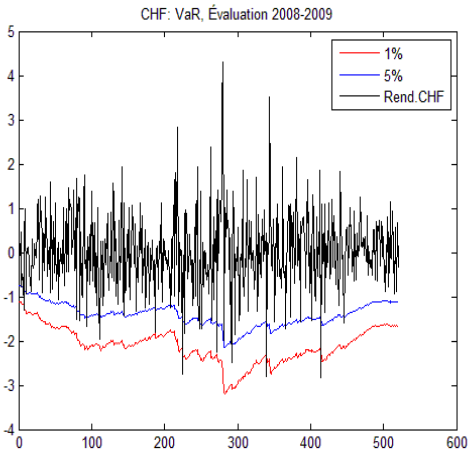


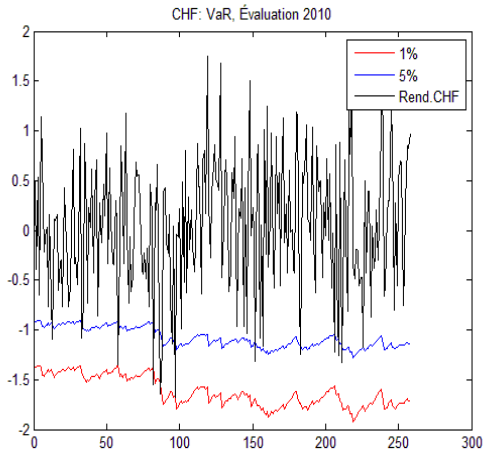


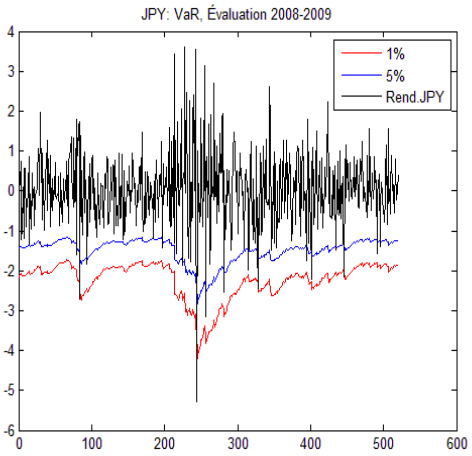


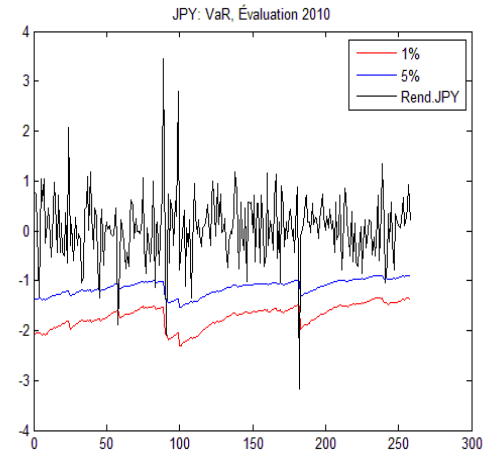

GBP: VaR, Évaluation 2008-2009
1%
5%
Rend.GBP

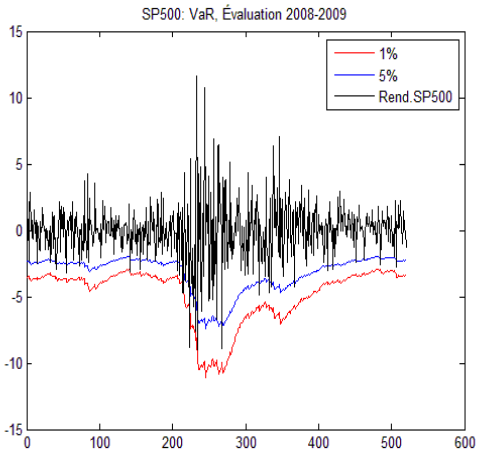

GBP: VaR, Évaluation 2010
1%
5%
Rend.GBP

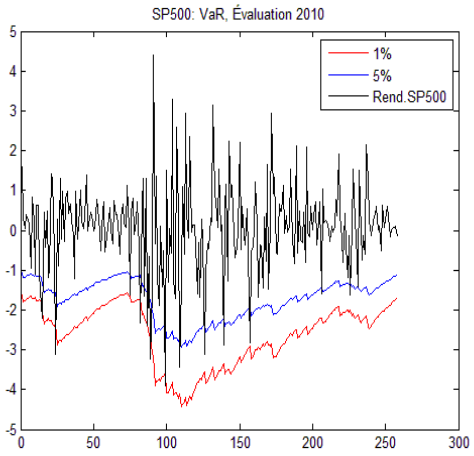

CHF: VaR, Évaluation 2008-2009
1%
5%
Rend.CHF

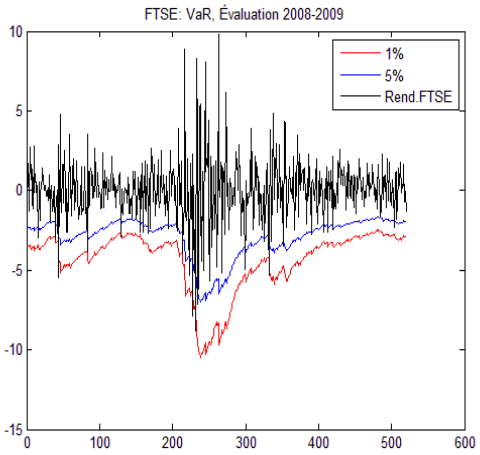

CHF: VaR, Évaluation 2010
1%
5%
Rend.CHF

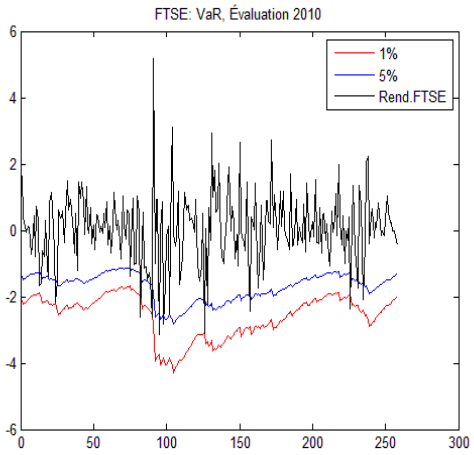

JPY: VaR, Évaluation 2008-2009
1%
5%
Rend.JPY

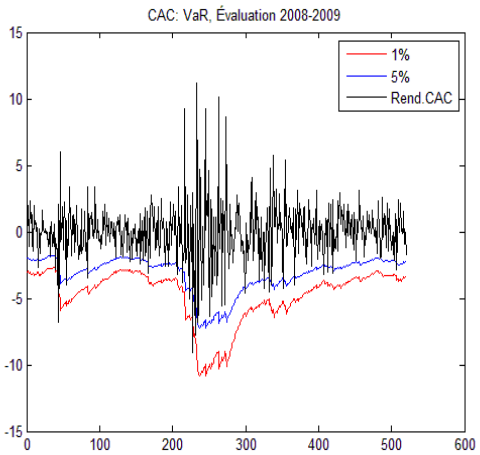

JPY: VaR, Évaluation 2010
1%
5%
Rend.JPY

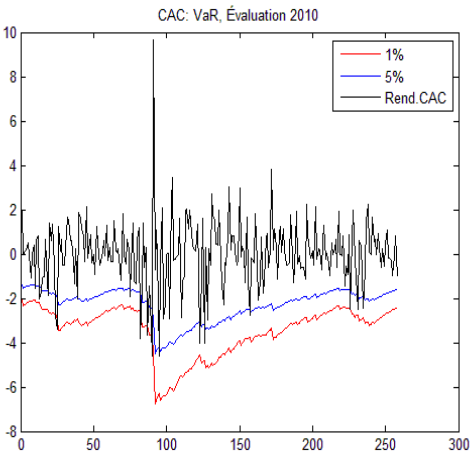

SP500: VaR, Évaluation 2008-2009
1%
5%
Rend.SP500

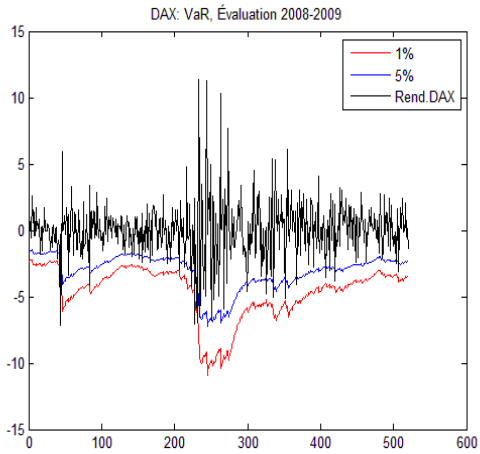

SP500: VaR, Évaluation 2010
1%
5%
Rend.SP500

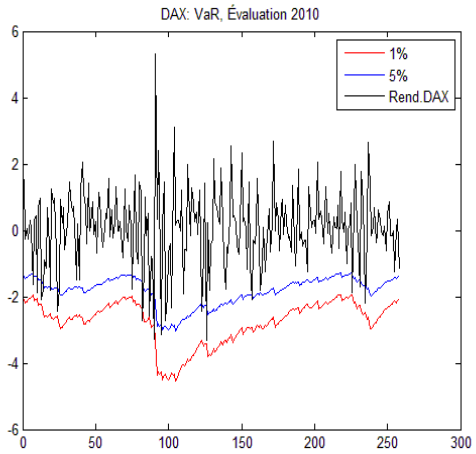

FTSE: VaR, Évaluation 2008-2009
1%
5%
Rend.FTSE

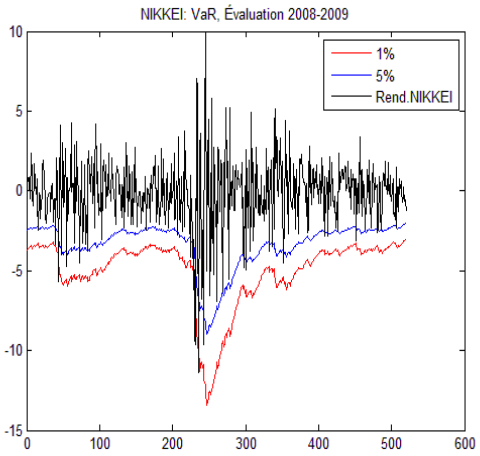

FTSE: VaR, Évaluation 2010
1%
5%
Rend.FTSE

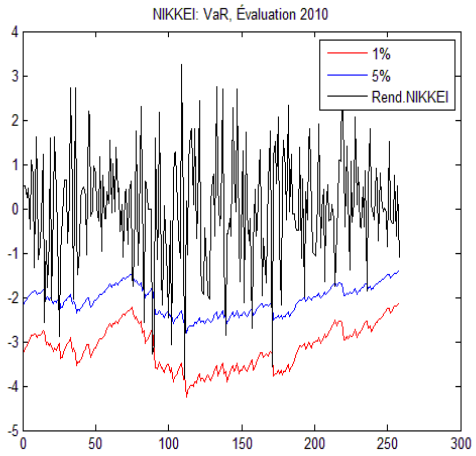

CAC: VaR, Évaluation 2008-2009
1%
5%
Rend.CAC

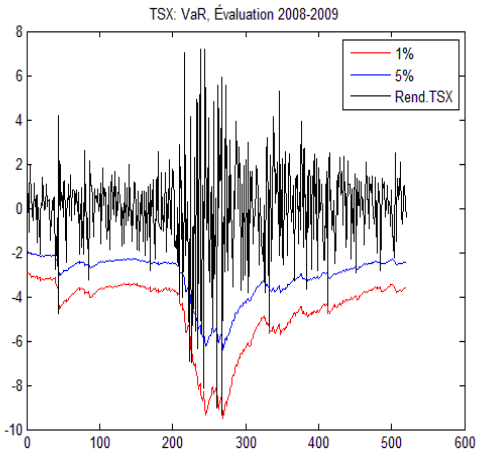

CAC: VaR, Évaluation 2010
1%
5%
Rend.CAC

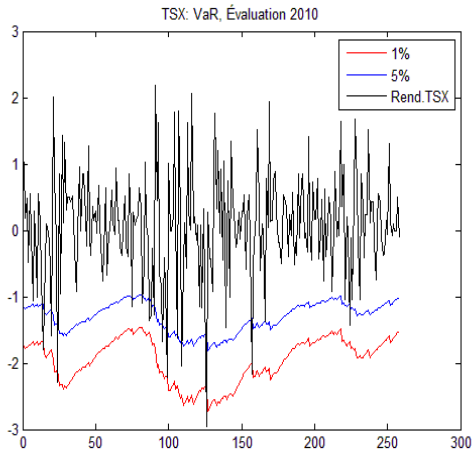

DAX: VaR, Évaluation 2008-2009
1%
5%
Rend.DAX


DAX: VaR, Évaluation 2010
1%
5%
Rend.DAX


NIKKEI: VaR, Évaluation 2008-2009
1%
5%
Rend.NIKKEI

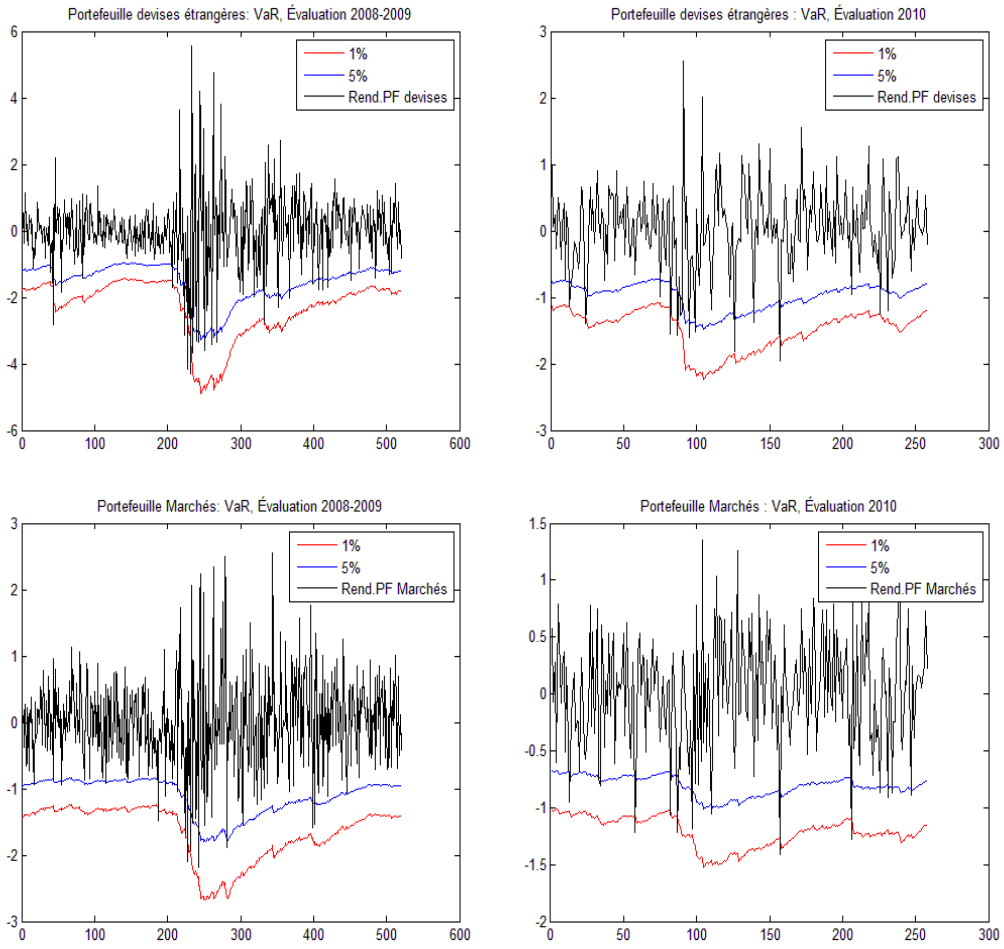

NIKKEI: VaR, Évaluation 2010
1%
5%
Rend.NIKKEI


TSX: VaR, Évaluation 2008-2009
1%
5%
Rend.TSX


TSX: VaR, Évaluation 2010
1%
5%
Rend.TSX

ANNEXE G

VaR 1 jour pour les portefeuilles de devises et marchés, modèle *t*-DCC, période d'évaluation 2008-2009 (520 observations) et 2010 (258 observations), retour à la moyenne et p=20.



BIBLIOGRAPHIE

Andersen, T., Bollerslev, T., Diebold F.X., Ebens, H. 2001. « The Distribution of Realized Stock Return Volatility ». *Journal of Financial Economics.* Vol.61. p.43-76.

Bank of International Settlements. 2010. « Basel III : International framework for liquidity risk measurement, standards and monitoring ». *Basel Committee on banking supervision, BIS.* (octobre) p.1-53.

Bank of International Settlements. 2006. « International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards ». *Basel Committee on Banking Supervision.* (2006)

Bank for international settlements. 2011. « OTC derivatives market activity in the first half of 2011 ». *Monetary and Economic Department.* (Novembre) p.5-14.

Banque du Canada. 2009. « Standard Terms for Auctions to Primary Dealers under the Bank of Canada Securities-Lending Program, (effective 19 july 2010) ». *Banque du Canada contrat.*

Barassi, Marco R., Dickinson, David G. et Thanh, Le Tr. 2011. « TDCC GARCH modeling of Volatilities and Correlations of Emerging Stock Markets ». *Journal of Economic Litterature.* Vol.C32,F3, G15. (août)

Bauwens, Luc, Preminger, Arie et Rombouts, J.V.K. 2006. « Regime switching GARCH models ». *Core discussion paper No. 2006/11, JEL.* C11, C22, C52. (février)

Bollerslev, Tim. 1990. « Modeling the coherence in short-run nominal exchange rates : A multivariate generalized ARCH model ». *Review of Economics and Statistics 72*. p.498-505.

Bollerslev, Tim et Wright J.H. 2001. « Volatility forecasting, high-frequency data, and frequency domain inference ». *Review of Economic and statistics.* Vol.83. p.596-602.

Cappielo, L., Engle, R. et Sheppard, K. 2004. « Asymmetric dynamic in the correlations of global equity and bond return ». *NYU Stern School of Business.* Papier de recherche (janvier)

Christoffersen, Peter F. et Diebold, Francis X. 2000. « How relevant is volatility forecasting for financial risk managers? ». *The Review of Economics and Statistics,* 82(1). page.12-22.

Danthine, Jean-Pierre et Donaldson, John B. 2005. « Intermediate financial theory : solutions ». *2e édition, Academic Press*, p2-20.

Deng, S.J et Jiang, W.J. 2004. « Quantile-Based Probabilistic Models with an Application in Modelling Electricity Prices ». *Modelling Prices in Competitive Electricity Markets, D.Bunn, John Wiley & Sons, Inc*. Chapitre 7. p161-176.

Embrechts, P.A., Hoing et Juri, A. 2003. « Using Copulas to Bound VaR for Functions of Dependent Risks ». *Finance and Stochastics.* Vol.7. p.145-167.

Engle, Robert. 1982. « Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation ». *Econometrica 50*. p.987-1008.

Engle, Robert. 2002. « Dynamic conditionnal correlation : A Simple class of multivariate GARCH models ». *Journal of Business and Economic Statistics 20*. p.339-350.

Engle, Robert F. et Sheppard, Kevin. 2001. « Theoretical and empirical properties of dynamic conditional correlation multivariate GARCH ». *NYU Stern School of Business.* Papier de recherche. (décembre)

Florentini, G., Sentana, E. et Calzolari, G. 2003. « Maximum Likelihood Estimation and Inference in Multivariate Conditionnaly Heteroscdastic Dynamic Regression Models With Student t Innovations ». *Journal of Business & Economic Statistics.* Journal 21. p.532-546.

Huang, Chi-fu et Litzenberger, Robert H. 1988. « Foundations for financial economics ». *North-Holland.* p.2-112.

Hull, John. 1993. « Options, Futures, and Other Derivative Securities ». *2e édition, Prentice Hall*, chap.1, p1-17.

Jorion, Philippe. 1997. « Value at risk : The new benchmark for managing financial risk ». *McGraw Hill.* 2e édition. p.1-253.

Kearney, Colm et Poti, Valerio. 2004. « Idiosyncratic Risk, Market Risk and Correlation Dynamics in European Equity Markets ». IIIS Discusion Paper No.15. (Janvier) p.1-40.

King, Mervin., Sentana, Enrique et Wadhwani, Sushil. 1994. « Volatility and Links Between National Stock Markets ». *Econometrica 62,4*. (Juillet) p.901-933.

Lintner, John. 1965. « The valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets ». *The Review of Economics and Statistics.* Vol.47.1. (février) p.13-37.

Markowitz, Harry. 1952. « Portfolio selection ». *Journal of Finance 7*, p.77-91.

Nocera, Joe. 2009. « Risk Mismanagement ». *The New-York Times*. (janvier)

Pesaran, Barham et Pesaran Hashem M. 2007. « Modelling volatilities and conditional correlations in futures markets with a multivariate *t* distribution ». *CESIFO Working paper n.2056,* catégorie 10. (Juillet)

Pesaran, Barham et Pesaran Hashem M. 2010. « Conditional volatility and correlations of weekly returns and the VaR analysis of 2008 stock market crash ». *Economic Modelling.* Vol.27. p.1398-1416.

Sentana, Enrique. 2000. « The Likelihood Function of Conditionally Heteroskedastic Factor Models ». *Annale d'Économie et de statistique.* Vol.58. p.1-19.

Sharpe, W. F. 1964. « Capital asset prices : A theory of market equilibrium under conditions of risk ». *Journal of Finance 19,3,* p.425-442.

Stahl, Gerhard. 1997. « Three Cheers ». *Risk magazine 10.* (octobre) p.67-69.

Stern, Gary H. et Feldman, Ron J. 2004. « Too big to fail : the hazards of bank bailouts ». *Brookings Institution Press.* Édition c. p.2-240.

Tobin, James. 1958. « Estimation of relationships for limited dependent variables ». *Econometrica (The Econometric Society) 26.1*. p.24-36.

Sites Internet

Banque central du Canada
http://www.banqueducanada.ca/

Board of Governors of the Federal Reserve System
http://www.federalreserve.gov/

Central Bank of the United Kingdom
http://www.bankofengland.co.uk/Pages/home.aspx

Debt Managment Office UK. 2011
http://www.dmo.gov.uk/index.aspx?page=Gilts/Operations

Deutsche Bundesbank Eurosystem
http://www.bundesbank.de/index.en.php

Economic Research, Federal Reserve Bank of St-Louis, FRED2 economic database
http://research.stlouisfed.org/fred2/

Economic Research for Investors, Foreign exchange Economic Data. 2011
http://www.gecodia.com/

ForexPros, Financial markets worldwide
http://www.forexpros.fr/

Security and Exchange Commission. « SEC Halts Short Selling of financial Stock ». 2011
http://www.sec.gov/news/press/2008/2008-211.htm

Yahoo Finance Canada
http://ca.finance.yahoo.com