
NOTES D'ÉTUDES

ET DE RECHERCHE

**LA MODELISATION DE LA
VOLATILITE DES BOURSES
ASIATIQUES**

Sanvi Avouyi-Dovi et Eric Jondeau

janvier 1999

NER # 58



DIRECTION GÉNÉRALE DES ÉTUDES
DIRECTION DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES ET DE LA RECHERCHE

**LA MODELISATION DE LA
VOLATILITE DES BOURSES
ASIATIQUES**

Sanvi Avouyi-Dovi et Eric Jondeau

janvier 1999

NER # 58

Les Notes d'Études et de Recherche reflètent les idées personnelles de leurs auteurs et n'expriment pas nécessairement la position de la Banque de France.

La modélisation de la volatilité des bourses asiatiques

Sanvi Avouyi-Dovi Eric Jondeau*

Janvier 1999
(version révisée)

Résumé

En nous inspirant des travaux portant sur les marchés boursiers des pays industrialisés, nous analysons la volatilité des rendements boursiers d'Asie du Sud-Est à partir de la méthodologie ARCH. Notre objectif consiste à mettre en évidence les spécificités des marchés boursiers du Sud-Est asiatique, à travers les propriétés statistiques des rendements et le mode de formation de la volatilité. On établit ainsi une base commune de comparaison entre les marchés des pays industrialisés et ceux de ces pays émergents. Cette analyse met en évidence le fait qu'il n'existe pas de différences fondamentales entre les deux zones, au sens où leurs indices boursiers affichent des propriétés semblables et semblent adopter un mode comparable de formation de la volatilité.

Abstract

Building on work about stock markets in industrialized countries, we analyze volatility of stock returns in South-East Asia using the ARCH methodology. Our goal is to highlight specific features of Asian stock market, concerning the statistical properties of returns as well as the volatility dynamics. We are then able to compare stock markets in industrialized countries with those of Asian emerging countries. This analysis shows that there is no fundamental difference between both areas : stock markets have similar statistical properties and display the same volatility pattern.

Mots clés : Modèles ARCH, volatilité, distributions de loi conditionnelle, effets d'asymétrie.

Classification JEL : C32, G12.

*Une première version de ce papier a été présentée à la conférence de l'AEA consacrée aux "nouveaux instruments et marchés financiers émergents", les 11 et 12 juin 1998. Les deux auteurs sont au Centre de recherche de la Banque de France. Correspondance : Eric Jondeau, Banque de France, 41-1391 DGE-DEER-Centre de recherche, 31 rue Croix des Petits Champs, 75049 Paris, France, tél. : 01-42-92-49-89, E-mail : ejondeau@banque-france.fr.

1 Introduction

Une littérature abondante a été consacrée au mode de formation de la volatilité des indices boursiers au cours des dernières années. On admet maintenant que cette volatilité varie au cours du temps. Plusieurs approches ont été proposées pour décrire sa dynamique. Toutefois, ce sont des spécifications de type *AutoRegressive Conditional Heteroskedasticity* (ARCH, Engle, 1982) ou *Generalized ARCH* (GARCH, Bollerslev, 1986) qui sont généralement utilisées pour décrire l'évolution de la volatilité des indices boursiers. A titre illustratif, on peut citer les travaux de French, Schwert et Stambaugh (1987), Chou (1988) ou Baillie et DeGennaro (1990) pour les rendements américains, ou ceux de Poon et Taylor (1992) pour les rendements britanniques. Par ailleurs, en plus d'une recherche du modèle décrivant le mieux le rendement et la volatilité, certaines études ont été consacrées à l'analyse des mécanismes de transmissions internationales pouvant transiter soit par l'équation du rendement, soit par celle de la volatilité, soit par les deux (Hamao, Masulis et Ng, 1990, Koutmos et Booth, 1995, Booth, Martikainen et Tse, 1997). La question posée revient alors à identifier la manière dont les "chocs" se transmettent d'un marché boursier à un autre. Ce problème peut aussi prendre la forme de la recherche du marché *leader*, lorsque l'on s'intéresse aux interactions entre les marchés monétaires, obligataires et actions.

Avec l'accumulation des travaux sur la volatilité des indices boursiers dans les pays industrialisés, un certain nombre de faits stylisés ont été établis. Plusieurs études (Black, 1976, Christie, 1982, Nelson, 1991) indiquent que la réaction de la volatilité à un choc sur le rendement est différent selon le signe du choc : un choc à la baisse a généralement un effet plus fort sur la volatilité qu'un choc à la hausse. Cette propriété est dénommée effet d'asymétrie ou de levier (*leverage effect*) dans la littérature. De nombreuses spécifications de ces effets ont été proposées pour tester la pertinence de cette hypothèse sur les marchés boursiers (Nelson, 1991, Glosten, Jagannathan et Runkle (GJR par la suite) 1993, Zakoïan, 1994). Des synthèses de la littérature s'y référant ont également été exposées notamment par Engle et Ng (1993) et Hentschel (1995).

Par ailleurs, selon la plupart des modèles d'évaluation d'actifs, comme le *Capital Asset Pricing Model* (ou CAPM), la volatilité joue un rôle essentiel dans la détermination du rendement. En particulier, un actif risqué est supposé offrir un rendement supérieur à celui de l'actif sans risque. Les modèles ARCH-in-Mean, dans lesquels la volatilité est directement introduite dans l'équation de l'espérance conditionnelle permettent de décrire ce type de comportement (Engle, Lilien et Robbins, 1987, ou French, Schwert et Stambaugh, 1987). Toutefois, certains auteurs (Baillie et DeGennaro, 1990, Bollerslev et Wooldridge, 1990) ont montré que les effets ARCH-in-Mean sont relativement fragiles dans le cas des marchés boursiers des pays industrialisés : le paramètre associé à la volatilité est généralement faible, voire du signe opposé aux prédictions du CAPM. Il nous a semblé intéressant de tester la pertinence de tels effets sur les marchés actions des pays d'Asie du Sud-Est.

En outre, la densité conditionnelle des rendements des actions (notamment en haute fréquence) affiche presque systématiquement un excès de kurtosis marqué. Certes, l'estimation des modèles GARCH, sous l'hypothèse de normalité des innovations, engendre mécaniquement un excès de kurtosis de la distribution non conditionnelle. Toutefois, cette propriété intrinsèque des modèles GARCH n'est pas, en général, suffisante pour rendre compte pleinement du caractère leptokurtique des séries modélisées. L'identification de l'excès de kurtosis traduit donc le fait que la dis-

tribution conditionnelle est non-normale. Pour prendre en compte cette propriété, on recourt aux densités conditionnelles autorisant des queues plus épaisses que celle de la loi normale. La "distribution de loi de l'erreur généralisée" (*Generalized Error Distribution*, ou GED, Nelson, 1991) et la distribution de Student (Bollerslev, 1987) sont des distributions permettant de tenir compte de cette caractéristique des rendements boursiers. Des distributions alternatives, fondées sur des développements autour d'une loi de référence (comme les développements en polynômes d'Hermite, proposés par Gallant et Tauchen, 1989) ou se présentant sous forme de mélange de lois (loi de Poisson et loi normale par exemple), permettent également de résoudre, au moins en partie, le problème de non-normalité des distributions conditionnelles des rendements. Dans cette étude, nous analysons plus particulièrement la pertinence de la loi de Student et de la GED.

L'objectif de ce papier est de proposer un cadre homogène d'analyse pour étudier, en fréquence quotidienne, les différents aspects de la modélisation de la volatilité des indices boursiers de référence des principaux pays asiatiques, sur la période allant de 1990 à 1997. Il s'agit de vérifier si les faits stylisés observés sur les marchés actions des pays industrialisés sont aussi des caractéristiques essentielles des marchés émergents. Les résultats de cette analyse, fondés sur la modélisation GARCH, permettent d'établir une base commune de comparaison entre les différentes zones d'une part, de postuler que les modèles appliqués aux marchés développés pourraient s'adapter aux bourses des pays de l'Asie du Sud-Est d'autre part. Comme ces bourses ont connu des bouleversements importants induits par les récentes crises financières (depuis le second semestre 1997) ayant affecté l'Asie, nous avons étudié plus particulièrement deux questions :

- les outils traditionnels d'analyse des marchés boursiers des pays développés peuvent-ils être appliqués aux marchés actions des pays émergents ?
- les mécanismes de transmission des chocs sont-ils susceptibles de mettre en péril le système financier international? Compte tenu des fragilités du système financier des pays émergents révélés par la crise depuis dix huit mois, certains économistes ont évoqué des risques de "contagion" des marchés développés. D'autres se sont interrogés sur les risques systémiques engendrés par un mouvement de panique généralisée des investisseurs et une raréfaction des ressources dans les zones touchées par la crise.

Ces questions semblent d'autant plus légitimes que les différentes places boursières d'Asie du Sud-Est ont perdu, entre les points haut et bas de 1997, entre 30% et 60% de leurs valeurs. Sans apporter des réponses directes à ces interrogations, la vérification des faits stylisés indiqués plus haut (allant au-delà d'une analyse purement descriptive) permet de fixer des points de repère concernant la dynamique des bourses asiatiques. Ces repères doivent permettre d'identifier ou de définir le cadre le plus approprié à l'analyse de ces marchés émergents. C'est la raison pour laquelle nous étudions essentiellement la première question dans ce papier. Cette démarche, en partie pédagogique, se situe, à l'évidence, comme une étape préliminaire de l'analyse structurelle des marchés boursiers émergents.

La suite de ce papier est organisée de la façon suivante : les données utilisées et l'analyse statistique préliminaire sont présentées dans la section 2 ; la section 3 est consacrée aux rappels théoriques de la modélisation GARCH ; dans la section 4, nous analysons les résultats empiriques des estimations, en les rapprochant de ceux obtenus

pour les marchés actions des pays développés ; la section 5 reprend les principales conclusions du papier.

2 Les données

Les principales places financières asiatiques que nous avons étudiées sont les suivantes (avec, entre parenthèses, les indices boursiers de référence) : Thaïlande (*Bangkok S.E.T. Index*, dénommé par la suite "BA"), Hong Kong (*Hang Seng Index*, "HK"), Indonésie (*Jakarta Composite Index*, "JA"), Malaisie (*Kuala Lumpur Exchange Main Board All Share, EMAS*, "KL"), Philippines (*Manila Composite Index*, "MA"), Corée du Sud (*Seoul Composite Index*, "SE"), Singapour (*DBS 50*, "SI") et Taiwan (*Weighted TAIEX*, "TA"). Les données, en fréquence quotidienne, couvrent la période allant du premier janvier 1990 au 31 décembre 1997, soit 2087 observations (Source : Datas-tream). La période retenue pour l'étude a été choisie de manière à disposer d'une base de données commune et cylindrée pour l'ensemble de ces pays. Nous nous intéressons également dans la suite aux indices boursiers caractéristiques des pays du G5 : le DJ Industrials pour les Etats-Unis, le Nikkei pour le Japon, le DAX pour l'Allemagne, le CAC 40 pour la France et le FTSE-100 pour le Royaume-Uni.

Globalement, les économies retenues dans l'échantillon se caractérisent par une explosion de la dette dans les années quatre-vingt-dix (voir Annexe, tableau A1 pour un bref aperçu sur l'évolution de la dette des entreprises), une flambée du marché de l'immobilier, une large détérioration du solde courant (la forte dépréciation du yen vis-à-vis du dollar amorcée à la mi-1995 a eu comme conséquence une appréciation des monnaies de la zone en termes réels), et un net ralentissement de l'activité. Cette situation générale a conduit à l'effondrement des marchés financiers tout en mettant en lumière les fragilités de ces économies, notamment celles du secteur bancaire (Kaminski, 1998).

En Thaïlande par exemple, le taux de croissance du PIB est passé d'une moyenne de plus de 10% (en fait, il a fluctué entre 8 et 14%) sur la période 1988-95 à 6% en 1996 et, surtout -0,5% en 1997. Au cours de la période "faste", les exportations ont littéralement explosé : en 1994, elles ont progressé de 30% mais leur taux de croissance a été nul en 1996, suite à l'appréciation réelle du Baht. Parallèlement, dans la première moitié des années quatre-vingt-dix, les investisseurs ont massivement prêté à la Thaïlande : le ratio dette sur actions d'un échantillon représentatif d'entreprises (voir Annexe) est passé de 71 à 155% entre 1992 et 1996, essentiellement sous l'effet d'une forte poussée de la dette. L'investissement s'est alors "confortablement" installé sur une pente de très forte expansion (le taux d'investissement dépassait alors largement 25%). En conséquence, on observe une profonde détérioration du solde courant (plus de 8% du PIB en 1996).

En Philippines, le diagnostic est comparable : une explosion de la dette (alimentée par des entrées massives de capitaux mais aussi par une réforme laxiste du secteur bancaire, les crédits bancaires ont augmenté de 44% en 1996), un ralentissement marqué de l'activité. Il en est de même pour la Malaisie (accumulation de dette, flambée des prix de l'immobilier, explosion du déficit courant, ...), affectée cependant par un ralentissement de moindre ampleur. Bien sûr, ces caractéristiques sont plus ou moins marquées dans les différents pays : en Indonésie par exemple, on note surtout une forte augmentation de la dette de court terme et une relative fragilité du système bancaire ; en revanche, le déficit courant ne s'est pas détérioré de façon significative ;

il n'y a pas eu non plus d'appréciation du taux de change réel.

Par rapport aux crises récentes qu'ont connu les pays d'Amérique latine, il n'y a pas eu d'explosion du déficit budgétaire (financé par la création monétaire) ayant entraîné une réduction massive des réserves. Dans un cas comme dans l'autre, les systèmes financiers étaient très fragiles ; notamment, les économies asiatiques étaient trop vulnérables à l'inversion des flux de capitaux (Fratzscher, 1998). La crise des marchés boursiers s'inscrit donc dans un contexte de dépression généralisée des marchés.

Pour avoir une idée de l'importance relative des indices retenus (Annexe, tableau A2), on note qu'en 1998, ils couvraient l'ensemble des entreprises cotées en Thaïlande, à Taiwan, en Corée du Sud et en Indonésie. Ceux de Hong Kong et des Philippines sont évalués sur la base d'un panel de 33 entreprises tandis que les indices de Singapour et de la Malaisie englobent respectivement 55 et 100 entreprises. Une sélection pertinente des entreprises cotées doit permettre d'assurer une large couverture de la capitalisation boursière des différentes places. C'est le cas des indices retenus ici : pour Hong Kong par exemple, les 33 entreprises sélectionnées représentent 70% de capitalisation boursière de la place. Les informations tirées de ces indices sont donc fiables au sens où elles correspondent à la tendance générale dégagée sur ces marchés.

Par ailleurs, en termes de capitalisation boursière, en 1998, c'est la bourse de Taiwan qui occupe la première place avec une capitalisation de l'ordre de 320 milliards de dollars ; elle est suivie de près par Hong Kong (306 milliards de dollars). Ces deux places représentent environ 70% de la valeur boursière de la zone étudiée. Viennent ensuite un groupe de trois pays (Singapour, Malaisie, Corée du Sud), dont les capitalisations boursières sont comprises entre 45 et 100 milliards de dollars et, enfin, un dernier groupe composé de l'Indonésie, la Thaïlande et les Philippines avec des capitalisations boursières relativement faibles (entre 20 et 32 milliards de dollars). Au total, la capitalisation boursière de ces huit marchés dépasse 900 milliards de dollars, soit plus de 60% du PIB français en francs courants.

La variable modélisée est le cours de clôture quotidien des indices boursiers. Le prix à la date t , noté p_t , est transformé en variation du logarithme du prix, correspondant au rendement continûment composé r_t ($r_t = 100 \ln(p_t/p_{t-1})$). L'évolution des différents indices boursiers au cours de la période 1990-97 est retracée dans les graphiques 1. Trois types d'évolution peuvent être identifiés pour les bourses asiatiques :

- le premier, qui correspond essentiellement aux bourses de Bangkok, Kuala Lumpur, Manille et Singapour, est caractérisé par une évolution en trois temps au cours de la période 1990-97 : une période de relative stabilité jusqu'en 1993 ; une phase de forte croissance au cours de l'année 1993, suivie d'une stabilisation jusqu'en 1996 ; enfin une forte chute des cours boursiers à partir de 1996 (pour Bangkok et Singapour) ou de 1997 (Kuala Lumpur, Manille) ;
- le deuxième groupe, qui concerne surtout Jakarta, Séoul et Taiwan, est caractérisé par des mouvements plus erratiques, mais que l'on peut résumer de la façon suivante : une forte baisse des cours au début de la période (jusqu'en 1991 pour Taiwan, jusqu'en 1992 pour Jakarta et Séoul) ; une remontée des cours, plus progressive que dans le groupe précédent, lors de la phase suivante ; enfin, de nouveau, une chute des cours (quoique relativement amortie dans le cas de Taiwan) ;

- enfin, la bourse de Hong Kong se singularise par une croissance forte et *quasi* continue au cours de la période 1990-97, dans la suite de la bourse américaine. Seules la période 1993-94 et 1997 ont été caractérisées par des baisses de cours importantes.

La chute des indices (observée en 1997 pour la plupart des places) ne peut pas être expliquée par l'évolution de la bourse américaine. Elle pourrait être liée à des raisons internes ; c'est ce qui pourrait expliquer le net décalage entre les dates de retournement. Pour Bangkok, on peut situer le début du recul de l'indice en avril 1996 à l'amorce du ralentissement de l'activité domestique. Pour Jakarta, Kuala Lumpur, Manille et Singapour, les signes précurseurs de la baisse sont visibles dès le premier trimestre 1997. Pour Hong Kong, Taiwan et Séoul, le point de retournement se situe au cours de l'été 1997. En fait pour tous ces pays, la rupture se situe au moment où le ralentissement de l'activité et le creusement des déséquilibres sont devenus manifestes. Ces indices sont donc soumis à deux logiques différentes (ou plutôt s'inscrivent dans deux régimes) : l'une est régie par l'environnement international ; l'autre s'explique par des considérations d'ordre interne.

En fréquence quotidienne, nous n'étudions pas, pour des raisons évidentes liées à la disponibilité des données, les relations entre ces indices et les agrégats économiques réels. Seule une analyse fondée sur une approche statistique sera donc menée dans le cadre de cette étude.

Le tableau 1 présente des statistiques descriptives pour les rendements r_t des huit places boursières étudiées. L'analyse de la skewness et de l'excès de kurtosis conduit aux conclusions usuelles dans les études des rendements boursiers : les distributions de toutes les séries sont non-normales. En règle générale, elles présentent des asymétries (à gauche ou à droite) mais, dans certains cas (Bangkok, Jakarta, Manille et Séoul), la skewness n'est pas significativement différente de celle de la loi normale ; en revanche, toutes les séries ont des queues de distribution plus épaisses que celle de la loi normale. L'excès de kurtosis est très nettement positif, notamment pour les indices de Hong Kong, de Jakarta et de Kuala Lumpur. Dans tous les cas, on rejette clairement l'hypothèse de normalité de la distribution des rendements.

La statistique de Ljung-Box calculée avec 20 retards ($LB(20)$) permet de détecter l'autocorrélation des rendements. Sous l'hypothèse H_0 de nullité jointe des 20 premières autocorrélations, cette statistique suit un χ^2 à 20 degrés de liberté. On note la présence d'une autocorrélation des rendements pour l'ensemble des indices. L'existence de telle corrélation peut s'expliquer en particulier par l'absence de synchronisation des transactions, comme l'ont mis en évidence Scholes et Williams (1977) ou Lo et MacKinlay (1990). Toutefois, lorsque les statistiques de Ljung-Box sont corrigées pour éliminer le biais induit par la présence d'hétéroscédasticité ($LB_c(20)$), les résultats apparaissent plus contrastés : dans le cas des indices boursiers de Hong Kong, Singapour, Séoul et Taiwan, on ne peut pas rejeter l'hypothèse de non-corrélation des rendements aux seuils usuels ; en revanche, les rendements boursiers de Jakarta et de Manille présentent une autocorrélation excessive due, au moins partiellement, aux récents développements de ces marchés.

En se fondant sur ces mêmes statistiques mais appliquées aux carrés des rendements ($LB_2(20)$), on rejette clairement l'hypothèse d'absence d'autocorrélation des carrés des rendements ; on met ainsi en évidence la présence d'une forte hétéroscédasticité. Globalement, les propriétés statistiques des rendements boursiers des pays émergents sont similaires à celles mises en évidence pour les marchés actions des pays

industrialisés. De ce point de vue, les marchés étudiés n'affichent pas de spécificités marquées par rapport à leurs homologues américains ou britanniques par exemple. Comme pour ces derniers, une modélisation de type ARCH peut être retenue pour décrire l'évolution de la volatilité des rendements.

3 Aspects méthodologiques

3.1 Les modèles ARCH

C'est pour tenir compte de l'autocorrélation de la volatilité que Engle (1982) a proposé les modèles ARCH, dans lesquels la volatilité peut varier au cours du temps. D'autres spécifications théoriques ont été développées, comme les modèles à volatilité stochastique. Toutefois, ce sont les modèles ARCH qui ont été les plus étudiés pour la description de la volatilité, notamment celle des cours boursiers. Sans entrer dans les détails de la méthodologie ARCH, nous précisons les principaux éléments utilisés par la suite. Un processus ARCH d'ordre p peut s'écrire, par exemple, sous la forme des deux équations suivantes :

$$r_t = \mu + \varepsilon_t + b\varepsilon_{t-1} \quad (1)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2. \quad (2)$$

L'espérance conditionnelle de r_t (équation (1)) est représentée sous la forme d'un processus moyenne mobile d'ordre un. La présence de ce terme moyenne mobile ($b\varepsilon_{t-1}$) permet de prendre en compte l'autocorrélation d'ordre 1 des rendements (tableau 1). On peut, bien évidemment, "enrichir" l'équation (1) en supposant que le rendement est décrit par un processus ARMA ou en introduisant des variables exogènes dans cette relation.

La variance conditionnelle à l'information disponible à la date $(t-1)$ ($I_{t-1} = \{\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots\}$) de l'innovation ε_t , notée σ_t , varie au cours du temps ; elle est représentée par l'équation (2). On remarque que la variance non conditionnelle des innovations, notée σ^2 , est l'espérance non conditionnelle de σ_t^2 : $\sigma^2 = E(\varepsilon_{t+1}^2) = E(E_t(\varepsilon_{t+1}^2)) = E(\sigma_t^2)$.

La variance est estimée comme une moyenne mobile des carrés des innovations. Elle est positive si les contraintes $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$, $i = 1, \dots, p$, sont vérifiées. On montre que la variance conditionnelle est stationnaire lorsque la contrainte $\sum_{i=1}^p \alpha_i < 1$ est vérifiée.

Cette représentation a été généralisée par Bollerslev (1986) avec les modèles GARCH. Dans le cas d'un modèle GARCH d'ordre (p, q) , on remplace l'équation de la variance conditionnelle (2) par l'équation suivante :

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2. \quad (3)$$

La variance est alors définie comme la somme d'un terme autorégressif et d'une moyenne mobile des carrés des innovations. Dans ce cas, la variance conditionnelle est stationnaire si la contrainte $\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j < 1$ est vérifiée. Plus généralement, le terme $(\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j)$ donne une indication sur le degré de per-

sistance de la variance, puisque la variance non-conditionnelle s'écrit sous la forme $\sigma^2 = \alpha_0 / \left(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i - \sum_{j=1}^q \beta_j\right)$.

Lorsque $\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j = 1$, la variance non-conditionnelle σ^2 est infinie. Les rendements ne sont plus stationnaires en covariance, même s'ils restent strictement stationnaires et ergodiques (Bougerol et Picard, 1990). La variance conditionnelle suit alors un processus intégré (IGARCH, pour *Integrated GARCH*, Engle et Bollerslev, 1986, Bollerslev et Engle, 1993).

Dans la plupart des études empiriques (Engle et Bollerslev, 1986, French, Schwert et Stambaugh, 1987, Chou, 1988, Baillie et DeGennaro, 1990, Campbell et Hentschel, 1992), on accepte l'hypothèse d'une forte persistance des volatilités en haute fréquence. En revanche, la persistance tend à décroître sensiblement lorsque la fréquence des données diminue, ceci fournit une indication sur la stationnarité de la variance conditionnelle (Poon et Taylor, 1992). Cette étude étant réalisée avec des données quotidiennes, des phénomènes de persistance de la volatilité peuvent donc être observés.

Les propriétés statistiques des modèles GARCH ont été étudiées notamment par Bollerslev (1986). En particulier, si l'on suppose que les innovations standardisées ($z_t = \varepsilon_t / \sigma_t$) suivent une densité normale d'espérance nulle et de variance unité, la distribution marginale du processus des innovations ε_t est caractérisée par une kurtosis toujours supérieure à celle de la loi normale (la distribution est leptokurtique). Par construction, la queue de distribution d'un processus GARCH est donc plus épaisse que celle d'une distribution gaussienne. Cette caractéristique n'est toutefois pas toujours suffisante pour rendre compte de l'ensemble de l'excès de kurtosis observé. C'est pour cela qu'il faut vérifier la "qualité" de l'apport d'une distribution non-normale à l'explication de l'espérance et de la variance conditionnelle des rendements, comme on le verra plus loin. Par ailleurs, comme la volatilité est endogène dans cette approche, on peut envisager d'étudier son influence sur le rendement (effet prime de risque). C'est ce que Engle, Lilien et Robbins (1987) ont proposé, dans le cadre des modèles ARCH-in-Mean sur lesquels nous reviendrons plus loin.

3.2 L'asymétrie

Les tests présentés dans le tableau 1 ont montré que la distribution des rendements est asymétrique. Cette propriété peut être retenue comme hypothèse dans le cadre d'un modèle GARCH. Avant de présenter l'extension des modèles GARCH aux cas asymétriques (modèles GARCH asymétriques) dans lesquels un effet de levier est introduit, on rappelle les caractéristiques des tests de spécification proposés par Engle et Ng (1993). Ces tests permettent de détecter l'asymétrie potentielle dans la volatilité conditionnelle. Ils reposent sur les quatre régressions suivantes :

$$z_t^2 = a_1 + \beta_1 \Pi_{t-1}^- + e_t \quad (4)$$

$$z_t^2 = a_2 + \beta_2 \Pi_{t-1}^- \varepsilon_{t-1} + e_t \quad (5)$$

$$z_t^2 = a_3 + \beta_3 (1 - \Pi_{t-1}^-) \varepsilon_{t-1} + e_t \quad (6)$$

$$z_t^2 = a_4 + b_1 \Pi_{t-1}^- + b_2 \Pi_{t-1}^- \varepsilon_{t-1} + b_3 (1 - \Pi_{t-1}^-) \varepsilon_{t-1} + e_t \quad (7)$$

où a_i , β_i et b_i sont des paramètres constants inconnus ; Π_{t-1}^- est une fonction indicatrice, valant 1 si $\varepsilon_{t-1} < 0$, 0 autrement ; e_t représente le résidu de chacune des quatre régressions.

La statistique de *biais sur le signe* est définie comme la statistique de Student du paramètre β_1 de l'équation (4). La statistique de *biais négatif sur le signe* est définie comme la statistique de Student du paramètre β_2 de l'équation (5). La statistique de *biais positif sur le signe* est définie comme la statistique de Student du paramètre β_3 de l'équation (6). Lorsque les paramètres β_i sont significativement différents de zéro, on peut conclure à l'existence d'une asymétrie dans le processus de volatilité. L'équation (7) permet de tester ces différentes formes l'hypothèse jointe $b_1 = b_2 = b_3 = 0$. Ce test peut être réalisé à partir de la statistique $\xi = TR^2$ (où T est le nombre d'observation et R^2 le coefficient de détermination de la relation (7)) qui, sous l'hypothèse nulle, suit un χ^2 à 3 degrés de liberté.

Dans leur version initiale, les modèles ARCH et GARCH ne permettent pas de tenir compte de l'hypothèse d'asymétrie. Pour corriger ce "défaut", des travaux plus récents ont proposé des extensions de cette approche de façon à tenir en compte de ces effets. Plusieurs formulations ont ainsi été proposées (Nelson, 1991, Engle et Ng, 1993, Glosten, Jagannathan et Runkle, 1993, 1993, Zakoïan, 1994, et Hentschel, 1995).

Trois spécifications ont particulièrement retenu notre attention. Dans le cadre d'un modèle GARCH(1, 1), elles s'écrivent sous les formes suivantes :

i) Le modèle *GJR* (Glosten, Jagannathan et Runkel, 1993) est défini par :

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \Pi_{t-1}^- \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (8)$$

avec Π_{t-1}^- égale à 1 si $\varepsilon_{t-1} < 0$, 0 autrement. La volatilité est positive quand les paramètres de l'équation (8) vérifient $\alpha_0 > 0$, $\alpha \geq 0$, $\alpha + \gamma \geq 0$ et $\beta \geq 0$. La volatilité est engendrée par un processus stationnaire si la contrainte $\beta + \alpha + \gamma/2 < 1$ est vérifiée (Hentschel, 1995).

ii) Le modèle *TGARCH* (*Threshold GARCH*; Zakoïan, 1994), s'écrit :

$$\sigma_t = \alpha_0 + \alpha |\varepsilon_{t-1}| + \gamma \Pi_{t-1}^- |\varepsilon_{t-1}| + \beta \sigma_{t-1}. \quad (9)$$

La volatilité est positive quand les paramètres de l'équation (9) vérifient $\alpha_0 > 0$, $\alpha \geq 0$, $\alpha + \gamma \geq 0$ et $\beta \geq 0$. Le processus de volatilité est stationnaire, si la contrainte $\beta^2 + \frac{\alpha^2 + (\alpha + \gamma)^2}{2} + 2\beta \frac{2\alpha + \gamma}{\sqrt{2\pi}} < 1$ est vérifiée (El Babsiri et Thomas, 1991). Les modèles GJR et TGARCH se distinguent très nettement par l'indicateur de dispersion retenu. Il s'agit de la variance dans le premier cas, de la volatilité dans le second. Dans le modèle TGARCH, on peut observer une discontinuité de la dérivée de la variance conditionnelle par rapport aux innovations au voisinage de zéro; un tel comportement n'est pas possible dans le cas du GJR. *A priori*, les problèmes d'estimation seront moins complexes dans le cas du modèle GJR. Cela explique au moins en partie la préférence qui lui est accordée dans les études empiriques.

iii) Le modèle *EGARCH* (*Exponential GARCH*; Nelson, 1991) est représenté sous la forme :

$$\ln(\sigma_t) = \alpha_0 + \alpha (|z_{t-1}| - E|z_{t-1}|) + \gamma z_{t-1} + \beta \ln(\sigma_{t-1}) \quad (10)$$

où $E|z_{t-j}| = \sqrt{2/\pi}$ sous l'hypothèse de normalité. La volatilité est toujours positive, quelle que soit la valeur prise par les paramètres de l'équation (10). Le processus de volatilité est stationnaire si la contrainte $\beta < 1$ est vérifiée.

Hors la contrainte garantissant la stationnarité du processus décrivant la volatilité, on n'impose pas d'autres contraintes (en particulier la positivité) aux paramètres. L'introduction des valeurs absolues dans la définition pose là aussi un problème. En outre, l'interprétation des paramètres de ce modèle n'est pas toujours évidente.

Dans ces trois formulations, β représente le terme autorégressif, α l'effet d'un choc sur le rendement et γ l'effet d'asymétrie correspondant à l'impact complémentaire ou spécifique d'un choc négatif. Ainsi, pour le GJR et le TGARCH, l'effet d'un choc positif se mesure par α et celui d'un choc négatif par $(\alpha + \gamma)$; dans ces deux cas, on suppose que γ est positif. Pour l'EGARCH, l'effet d'un choc positif se mesure par $(\alpha + \gamma)$ et celui d'un choc négatif par $(-\alpha + \gamma)$. Dans ce cas, γ doit être négatif pour que l'effet d'un choc négatif soit plus fort que celui d'un choc positif.

Parmi ces trois modèles asymétriques, c'est le GJR qui apparaît comme une généralisation naturelle du modèle GARCH traditionnel. Le modèle GJR porte en effet sur la variance conditionnelle, alors que le TGARCH considère la volatilité conditionnelle et l'EGARCH le logarithme de la volatilité conditionnelle.

Comme autre indicateur, on retient parfois le degré d'asymétrie relative défini par $\frac{\alpha + \gamma}{\alpha}$ pour les modèles GJR et TGARCH et par $\frac{|\alpha - \gamma|}{\alpha + \gamma}$ pour le modèle EGARCH. Il décrit l'influence relative des "mauvaises nouvelles" sur la volatilité. Il peut simplifier la comparaison des effets d'asymétrie pour un modèle donné (lorsque les deux paramètres estimés, α et γ , sont significativement différents de zéro). En revanche, les degrés d'asymétrie ne sont pas directement comparables d'un modèle à un autre car ils ne portent pas sur la même variable endogène. Toutefois, ils permettent de comparer les asymétries relatives des différents indices boursiers au sens où on peut définir et rapprocher des hiérarchies (degré d'asymétrie le plus fort vers le plus faible) déduites des différentes approches.

La comparaison des trois modèles d'asymétrie peut aussi être menée à partir des courbes de réponse à des innovations, représentant les effets des innovations sur la variance conditionnelle (*news impact curves*) proposées par Engle et Ng (1993). Le graphique 2 présente les courbes de réponse à des innovations associées aux modèles GARCH, GJR, TGARCH et EGARCH. On note que la courbe associée au modèle GARCH est symétrique. Pour les trois autres modèles, on remarque qu'un choc négatif entraîne une augmentation de la variance conditionnelle plus forte qu'un choc positif. Enfin, le modèle EGARCH entraîne un accroissement très rapide de la variance conditionnelle lorsque l'ampleur de l'innovation augmente, pouvant conduire à des réactions exagérées de la variance conditionnelle. Ce problème a été mis en évidence par Engle et Ng (1993).

3.3 La distribution conditionnelle des innovations

L'estimation des modèles ARCH est généralement fondée sur la procédure du maximum de vraisemblance (selon l'algorithme proposé par Berndt, Hall, Hall et Haussman, 1974). L'optimisation est effectuée en supposant que les innovations standardisées z_t sont indépendantes et identiquement distribuées, d'espérance nulle et de variance unité.

Si on note $\theta = \{\mu, b, \alpha_0, \alpha, \beta, \gamma\}$, le vecteur des paramètres inconnus, condition-

nellement aux valeurs initiales, la fonction de la log-vraisemblance s'écrit alors :

$$L(\varepsilon_t; \theta) = \sum_{t=1}^T l_t(\varepsilon_t; \theta) \quad \text{avec} \quad l_t(\varepsilon_t; \theta) = \ln(f(z_t; \theta)) - 0,5 \ln(\sigma_t^2(\theta))$$

où $f(z_t; \theta)$ est la fonction de distribution conditionnelle des innovations standardisées. Jusqu'à présent, nous avons supposé qu'il s'agissait d'une densité normale d'espérance nulle et de variance unité.

Les estimateurs du maximum de vraisemblance fondés sur la densité normale s'interprètent alors comme des estimateurs du quasi-maximum de vraisemblance. Sous les conditions de régularité appropriées, l'estimateur du quasi-maximum de vraisemblance, noté $\hat{\theta}_{QMV}$, est convergent et asymptotiquement normal. Dans ce cas, la distribution asymptotique s'écrit :

$$\sqrt{T}(\hat{\theta}_{QMV} - \theta_0) \rightsquigarrow N(0, A_0^{-1} B_0 A_0^{-1})$$

avec

$$A_0 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{\partial^2 l_t(r_t; \theta)}{\partial \theta \partial \theta'} \quad \text{et} \quad B_0 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{\partial l_t(r_t; \theta)}{\partial \theta} \right)' \left(\frac{\partial l_t(r_t; \theta)}{\partial \theta} \right).$$

Les écarts-types présentés dans les tableaux 2, 3 et 5 à 8 sont évalués à partir des équivalents empiriques de A_0 et B_0 .

Toutefois, l'hypothèse de normalité des innovations standardisées est difficile à justifier d'un point de vue empirique. En effet, en haute fréquence, les données financières ont des distributions non conditionnelles présentant des queues plus épaisses que celles de la densité normale. Comme on l'a déjà signalé, les modèles GARCH permettent d'obtenir des résidus dont la distribution non conditionnelle présente des queues plus épaisses que celle de la densité normale. Cependant, même avec un modèle GARCH, la distribution des résidus reste leptokurtique. La loi de Student, suggérée par Bollerslev (1987), et la GED, proposée par Nelson (1991), peuvent alors être retenues pour décrire la distribution des innovations des rendements¹.

La densité de la loi de Student s'écrit sous la forme :

$$f(z_t; \theta) = \frac{1}{[(\nu - 2)\pi]^{1/2}} \frac{\Gamma[(\nu + 1)/2]}{\Gamma[\nu/2]} \left(1 + \frac{z_t^2}{\nu - 2} \right)^{-(\nu+1)/2} \quad \nu > 2 \quad (11)$$

où $\Gamma[\cdot]$ est la fonction gamma. La loi de Student est symétrique autour de 0 et tend vers la loi normale quand le nombre de degrés de liberté ν tend vers l'infini. Pour $4 < \nu < \infty$, la kurtosis conditionnelle, définie par $E(z_t^4) = 3(\nu - 2)/(\nu - 4)$, est supérieure à 3 (celle de la loi normale). Lorsque ν est inférieure à 4, la kurtosis conditionnelle n'est pas définie. Dans le cas où les innovations suivent une loi de Student, un paramètre supplémentaire (ν) doit être estimé pour permettre d'ajuster l'excès de kurtosis de la distribution empirique.

¹La distribution normale avec saut de poisson (Jorion, 1988), et la distribution exponentielle (Baillie et Bollerslev, 1989) sont aussi fréquemment utilisées dans les études empiriques. Engle et Gonzalez-Rivera (1989) ont proposé une méthode d'estimation semi-paramétrique de la densité de distribution des innovations.

Nelson (1991) a proposé la distribution GED (*Generalized Error Distribution*), qui s'écrit sous la forme :

$$f(z_t; \theta) = \frac{\eta}{2^{1+1/\eta} \lambda \Gamma[1/\eta]} \exp\left(-0,5 \left|\frac{z_t}{\lambda}\right|^\eta\right) \quad 0 < \eta < \infty$$

avec $\lambda = \left[2^{-2/\eta} \frac{\Gamma[1/\eta]}{\Gamma[3/\eta]}\right]^{1/2}$.

Quand le paramètre η est égal à 2, la densité se ramène à celle de la loi normale. Lorsque $\eta < 2$, la distribution a des queues plus épaisses que la loi normale, et, à l'inverse, quand $\eta > 2$, les queues sont moins épaisses que la loi normale. La kurtosis conditionnelle, définie par $E(z_t^4) = \Gamma[1/\eta] \Gamma[5/\eta] / (\Gamma[3/\eta])^2$, est supérieure à 3 quand $\eta < 2$. Quand $\eta = 1$, on retrouve la loi de Laplace.

4 Résultats empiriques

Nous analysons différents aspects de la volatilité des rendements boursiers. Il s'agit d'abord d'étudier le potentiel explicatif des modèles estimés. Nous analysons ensuite successivement la significativité et la pertinence des effets d'asymétrie des chocs de rendements sur la volatilité. La discussion sera close par une étude détaillée de l'influence du choix de la loi de distribution conditionnelle sur les "qualités" globales des résultats. Il convient en particulier de vérifier si les paramètres permettant d'identifier les différentes lois (notamment celles qui présentent un excès de kurtosis prononcé) sont proches de ceux de la densité normale. Par exemple, pour la GED dont le paramètre η permet de tenir compte de l'excès de kurtosis de la distribution, il faudrait à la fois tester l'égalité à 2 du paramètre η et vérifier la stabilité globale des autres paramètres du modèle.

Tout d'abord, la récente crise des marchés financiers asiatiques n'a pas entraîné une remise en cause du choix des processus engendrant les rendements boursiers. En effet, si l'on exclut les données relatives à l'année 1997 de l'échantillon, la volatilité non-conditionnelle baisse nettement ; en revanche, les résultats concernant les principales caractéristiques statistiques des régressions (l'asymétrie, l'hétéroscédasticité, et la non-normalité de la densité conditionnelle) restent globalement valides. Il n'y a donc pas lieu d'isoler les points correspondant à la période de la crise. Baig et Golgfajn (1998) aboutissent à une conclusion similaire en calculant sur deux périodes (janvier 1995 à décembre 1996 et juillet 1997 à mai 1998), les coefficients de corrélation entre les cours boursiers de cinq pays (Bangkok, Jakarta, Kuala Lumpur, Manille et Séoul) contenus dans notre échantillon. Ils trouvent que ces coefficients sont globalement stables. La crise n'a donc pas provoqué des changements substantiels sur ces marchés. En particulier, les intervenants n'ont pas profondément modifié leur comportement sous l'emprise de la crise.

Par ailleurs, pour répondre à la question portant sur les propriétés statistiques des rendements, nous avons supposé qu'il n'était pas nécessaire de rechercher une "spécification sophistiquée" de la relation décrivant le rendement. C'est ce qui justifie le choix d'un simple processus moyenne mobile d'ordre p ($p = 1$) pour modéliser le rendement. En particulier, nous n'avons pas introduit de variables explicatives dans l'équation d'espérance conditionnelle. En revanche, nous avons voulu tenir compte des propriétés statistiques mises en valeur dans l'analyse statistique préliminaire. C'est la raison pour laquelle notre effort a porté essentiellement sur la formation

de la volatilité (avec une prise en compte de différentes hypothèses portant sur les distributions).

4.1 L'hétéroscédasticité

L'estimation du modèle avec volatilité constante au cours du temps (c'est-à-dire sans effet ARCH) est présentée dans le tableau 2. Il s'agit donc de l'estimation d'un simple modèle MA d'ordre 1. La composante moyenne mobile apparaît significative pour les bourses de Bangkok, Kuala Lumpur, Jakarta et Manille. Pour ces quatre places, cette composante est négative et significativement différente de zéro (elle est comprise entre -0,33 et -0,16). Son signe résulte des transactions non-synchrones, selon l'interprétation de Scholes et Williams (1977). En revanche, pour les places de Hong Kong, Séoul, Singapour et Taiwan, la composante moyenne mobile affiche aussi un signe négatif mais elle n'est pas significativement différente de zéro. L'estimation des équations de ces dernières places est d'assez piètre qualité. Par ailleurs, les statistiques de Ljung-Box indiquent que l'on ne peut pas rejeter l'hypothèse d'absence d'autocorrélation des résidus (à l'exception des bourses de Bangkok et de Singapour). La correction par les moyennes mobiles est donc, sans doute, insuffisante pour la plupart des marchés. En outre, les statistiques de Ljung-Box calculées avec les carrés des résidus confirment la forte hétéroscédasticité des innovations, les écarts-types des coefficients estimés étant alors évalués avec une faible précision.

Le tableau 3 présente les estimations de la représentation GARCH pour les différents indices boursiers lorsque les innovations sont supposées normales. Par rapport au modèle précédent, on tient compte de l'hypothèse d'hétéroscédasticité via la représentation GARCH. La composante moyenne mobile est toujours négative (le paramètre varie entre -0,30 et -0,12) tout en étant significativement différente de zéro sauf pour Séoul et Taiwan. Le coefficient autorégressif de la volatilité conditionnelle (mesuré par β) est compris entre 0,75 et 0,93 (pour Singapour et Taiwan respectivement). Le signe du coefficient du carré de la dernière innovation observée (α) est, comme attendu, positif; en outre, ce coefficient est toujours significativement différent de zéro (il est compris entre 0,06 et 0,18 respectivement pour Taiwan et Singapour). La somme des coefficients ($\alpha + \beta$) est en général inférieure à 1, à l'exception de la bourse de Jakarta ($\alpha + \beta = 1,011$) dont la volatilité conditionnelle apparaît clairement non-stationnaire. Pour Manille (0,997), Kuala Lumpur (0,987), Taiwan (0,986) et Bangkok (0,980), la volatilité conditionnelle présente une dynamique *quasi* intégrée. On ne peut pas rejeter complètement la présence d'un phénomène de persistance dans ces cas. Ces résultats sont assez usuels au sens où ils sont conformes à ceux obtenus sur les marchés boursiers des principaux pays industrialisés.

Par ailleurs, selon les statistiques de Ljung-Box calculées avec les résidus, l'hypothèse d'autocorrélation est acceptée au seuil de 1% pour Jakarta, Kuala Lumpur, et au seuil de 5% pour Manille et Taiwan. En revanche, en estimant ces mêmes statistiques avec les carrés des innovations, l'hypothèse d'hétéroscédasticité ne peut être acceptée que pour Séoul et, dans une moindre mesure, pour Singapour. Dans la plupart des cas, le modèle GARCH traditionnel semble approprié pour rendre compte de l'essentiel de l'hétéroscédasticité.

Le test du rapport de vraisemblance relative à l'hypothèse de nullité jointe des coefficients α et β montre clairement que le modèle GARCH domine largement le modèle à volatilité constante. Par conséquent, la dynamique de la volatilité des indices boursiers est mieux retracée par les approches de type GARCH. L'introduction

du modèle GARCH a permis d'améliorer sensiblement les résultats de l'estimation initiale. C'est, là aussi, un résultat traditionnel dans l'analyse des marchés actions.

4.2 Etude de l'asymétrie

4.2.1 Les tests préliminaires

Le tableau 3 présente les statistiques de test associées à l'hypothèse nulle de symétrie, proposées par Engle et Ng (1993), dans le cas du modèle GARCH avec loi normale. On remarque que les statistiques de test relatives aux β_i , $i = 1, 2, 3$ (équations (4) à (6)), ne sont pas globalement très élevées ; l'éventuelle asymétrie pourrait donc être peu marquée. Ces statistiques sont toutefois clairement significatives (au moins sous l'une de ces différentes formes) dans trois cas (Hong Kong, Kuala Lumpur et Taiwan). Pour ces marchés, l'effet d'asymétrie pourrait donc être non négligeable.

Notons que, dans certaines études (Baig et Goldfajn, 1998, notamment), l'effet d'asymétrie est mesuré en introduisant deux variables muettes dans les équations. La première décrit les "bonnes nouvelles" (mesures spécifiques destinées à stabiliser les marchés, annonces d'aide provenant des organismes internationaux, publication d'indicateurs mieux orientés que prévu, ...) qui devraient stimuler les marchés (effet positif). La seconde, "les mauvaises nouvelles" (rupture de négociation, annonce de banqueroute à grande échelle, publication d'indicateurs relativement mal orientés, annonces de contrôle des capitaux, troubles sociaux, ...), doit avoir un impact négatif sur les marchés. Nous n'avons pas retenu cette approche pour trois raisons :

- les variables muettes sont définies sur une base de facteurs "hétéroclites". On y trouve à la fois des indicateurs économiques, des informations réglementaires ou politiques, etc ;
- les résultats obtenus en particulier par Baig et Goldfajn ne sont pas totalement convaincants. Sur cinq pays étudiés (Corée du Sud, Malaisie, Thaïlande, Philippines et Indonésie), les deux variables indicatrices ne jouent un rôle intéressant que dans trois pays (Corée du Sud, Malaisie, Thaïlande) dans les meilleurs cas. Dans les deux autres pays, il est difficile d'expliquer la raison pour laquelle l'impact de ces variables est marginal (voire non significatif ou contre-intuitif) ;
- l'interprétation des résultats n'est pas évidente au sens où on ne sait pas si les nouvelles doivent affecter directement l'espérance ou la variance conditionnelle ou les deux simultanément.

Dans leur modèle, Baig et Goldfajn étudient les effets des nouvelles positives et négatives uniquement via l'espérance conditionnelle. Le choix ne nous paraît pas tout à fait évident. Par ailleurs, pour un pays donné, lorsqu'on étend l'ensemble des informations (bonnes ou mauvaises) à l'ensemble de la zone (par exemple, le rendement de la bourse de Séoul est expliqué, entre autres, par les "bonnes" et "mauvaises" nouvelles provenant de Thaïlande et des autres pays), l'analyse devient inextricable. En particulier, l'interprétation des signes des coefficients des variables indicatrices ("bonnes" ou "mauvaises" nouvelles) est difficile. Par conséquent, introduire l'asymétrie à l'aide du modèle GARCH nous a semblé plus approprié.

4.2.2 Le modèle GJR

Pour alléger la présentation des résultats, nous ne reprenons dans le tableau 4 (réservé aux modèles asymétriques avec hypothèse de normalité de la distribution conditionnelle) que des paramètres ou statistiques synthétiques (log-vraisemblance, degré d'asymétrie relative, statistique de test d'asymétrie ξ). En effet, la prise en compte des effets de levier dans le modèle GARCH ne modifie pas sensiblement les paramètres du modèle à l'exception, bien évidemment, de celui du carré des innovations retardées d'une période (le paramètre α associé à ε_{t-1}^2). A la lecture des résultats portant sur la statistique du test joint de Engle et Ng, dans le cas du modèle GARCH sans effet asymétrique, on observe que l'hypothèse de présence d'un effet asymétrique pourrait ne pas être pertinente dans certains cas. Par exemple, cette hypothèse pourrait être rejetée aux seuils traditionnels pour les bourses de Séoul et de Jakarta qui affichent des statistiques empiriques relativement faibles (respectivement 0,71 et 1,78). Ce résultat devrait être confirmé par ceux plus directs obtenus par les estimations des modèles GARCH asymétriques.

Les résultats du modèle GJR conduisent aux conclusions suivantes :

- la bourse de Jakarta semble un cas à part. Son degré d'asymétrie est inférieur à 1 ce qui signifie que le coefficient γ , décrivant l'effet d'asymétrie, est négatif. Ce coefficient n'est cependant pas significativement différent de zéro. La distribution des résidus serait donc plutôt symétrique pour cette place ;
- quatre places (Hong Kong, Kuala Lumpur, Singapour et Bangkok, dans l'ordre décroissant du degré d'asymétrie) semblent particulièrement réactives aux mauvaises nouvelles. En effet, leur degré d'asymétrie est au moins égal à 2,5. En d'autres termes, γ est au moins égal à $1,5\alpha$. Ces quatre places, notamment Kuala Lumpur et Bangkok, sont adossées à des économies présentant certaines similarités (accumulation très rapide de dette, flambée des prix de l'immobilier, forte croissance du déficit courant, ...). La présence d'un effet de levier est en quelque sorte confirmée ainsi ;
- les trois autres places (Séoul, Manille et Taiwan) affichent une sensibilité modérée mais non négligeable aux "mauvaises nouvelles", leur degré d'asymétrie est proche de 2 (soit des paramètres α et γ identiques). La faible importance relative du paramètre γ permet de justifier *ex post* le fait que les distributions des trois indices étaient "presque" symétriques (tableau 1). Pour la place de Séoul, introduire ces indicateurs semble pertinent. En outre, les coefficients estimés par ces deux auteurs pour Séoul sont relativement proches de ceux de Bangkok. Si on compare les degrés d'asymétrie de ces deux marchés calculés ici, on remarque qu'ils sont aussi assez proches (Bangkok occupe la quatrième place et Séoul la cinquième par ordre de degré d'asymétrie décroissant, tableau 4).

La situation est, comme on l'a déjà noté, loin d'être homogène dans la zone. Globalement, on retrouve cependant un résultat standard pour les indices boursiers des pays développés, selon lequel un choc négatif a un effet plus élevé sur la volatilité qu'un choc positif.

La prise en compte de l'asymétrie à l'aide du modèle GJR semble correcte. En effet, la statistique du test joint de symétrie de Engle et Ng est relativement faible dans la plupart des cas (nettement inférieure à leur valeur théorique au seuil de 5%). Il n'y aurait donc pas d'asymétrie résiduelle. La modélisation de l'asymétrie

avec l'approche GJR conduit donc à des résultats satisfaisants. Ce résultat semble en outre confirmé par l'analyse de la log-vraisemblance des modèles GJR et GARCH.

4.2.3 Le modèle TGARCH

Tout d'abord, le fait de passer d'une modélisation de la variance conditionnelle (GJR) à celle de l'écart-type (TGARCH) n'a qu'une influence marginale sur les paramètres estimés, non directement concernés par l'introduction de l'effet de levier. Les résultats sont comparables à ceux du modèle GJR (au moins en termes de significativité et du signe des paramètres α et γ). Les deux paramètres α et γ , qui déterminent la réaction de la volatilité par rapport aux nouveaux chocs, sont plus faibles dans le cas du modèle TGARCH, ce qui conduit à un degré d'asymétrie moins important. Cela n'implique pas forcément une domination du TGARCH par le GJR.

Une analyse plus précise des résultats des estimations (tableau 4) conduit aux constats suivants :

- bien que les degrés d'asymétrie soient systématiquement plus faibles dans le cas du modèle TGARCH, la hiérarchie des places (établie sur la base d'une comparaison des degrés d'asymétrie estimés pour chaque modèle) est largement conservée. Le passage du GJR au TGARCH s'est juste traduit par une permutation entre Manille et Taiwan qui se situent aux deux dernières places, si on écarte la bourse de Jakarta pour laquelle l'effet d'asymétrie n'est pas significatif. De ce point de vue, le résultat semble robuste ;
- pour Bangkok, Jakarta, Manille et Séoul (distribution presque symétrique auparavant), les résultats restent très contrastés. Pour Bangkok, le degré d'asymétrie est inférieur à 2. En d'autres termes, l'impact complémentaire des "mauvaises nouvelles" (γ) n'est plus supérieur à l'effet des chocs positifs. Pour Manille et Séoul, l'indicateur d'asymétrie est au plus égal à 1,6 ; γ est donc nettement plus faible que α ($0,4\alpha \leq \gamma \leq 0,6\alpha$). Pour Jakarta, comme on l'a déjà signalé, l'effet d'asymétrie demeure non significatif. Dans le cas des modèles TGARCH et GJR, Jakarta, Manille et Séoul réagissent moins violemment aux "mauvaises nouvelles" que les autres places. En revanche, le message tiré des deux modèles concernant Bangkok est ambigu.

En outre, en comparant les statistiques du test joint de Engle et Ng des trois modèles, on constate que celles correspondant au modèle TGARCH sont systématiquement supérieures à celles du GJR. La correction de l'effet d'asymétrie apparaît donc mieux réalisée dans le cas du GJR. Par ailleurs, dans une première approche, l'analyse des log-vraisemblances confirme la primauté du GJR sur le TGARCH.

4.2.4 Le modèle EGARCH

Rappelons que, contrairement aux deux modèles précédents, dans l'EGARCH, les impacts des chocs positifs et négatifs sur la volatilité sont fonction de γ ($\alpha + \gamma$, pour les chocs positifs, et $\alpha - \gamma$, pour les chocs négatifs). A l'exception de Jakarta, les degrés d'asymétrie relative sont tous significativement supérieurs à 1 (ils sont compris entre 1,40 et 2,5) et de même ordre de grandeur que pour les modèles TGARCH. L'impact d'un choc négatif sur la volatilité est donc plus fort que celui d'un choc positif. Comme auparavant, hors Jakarta, c'est toujours Taiwan et Manille qui semblent les moins sensibles aux "mauvaises nouvelles". Avec l'EGARCH, on pourrait presque

privilegié l'hypothèse de symétrie pour Taiwan et Manille (l'asymétrie relative est de l'ordre de 1,4) alors que dans les modèles GJR et TGARCH l'hypothèse d'asymétrie semblait encore valide. Pour Taiwan, le résultat n'est pas totalement surprenant, car c'est pour cette place que l'on a obtenu les estimations les moins robustes de γ .

Comme pour le modèle TGARCH, le test joint de Engle et Ng conduit à accepter l'existence d'une asymétrie résiduelle dans certains cas (Hong Kong et Taiwan, par exemple). Au moins pour ces deux places, cette approche ne permet donc pas d'obtenir des innovations à distributions symétriques.

Il est possible de comparer les log-vraisemblances pour juger du pouvoir explicatif de ces différents modèles d'asymétrie. Comme ces trois modèles ne sont pas emboîtés, on ne peut pas tester rigoureusement la prédominance d'un modèle sur les autres, à partir d'un test du rapport de vraisemblance. Néanmoins, comme le nombre de paramètres estimés est le même, la comparaison des vraisemblances permet d'identifier les modèles les plus pertinents (tableau 4). On remarque notamment que, pour la plupart des places, le modèle GJR conduit à une log-vraisemblance supérieure à celles des deux autres modèles. Pour Hong Kong et Jakarta, le meilleur modèle est le TGARCH. L'EGARCH n'apparaît jamais comme le modèle le plus pertinent pour représenter l'asymétrie des indices boursiers asiatiques. Le modèle GJR semble donc dominer les autres modèles d'asymétrie.

4.3 Etude de la loi conditionnelle

L'estimation d'une représentation GARCH avec des innovations standardisées normales permet de tenir compte de l'excès de kurtosis (observé) des données. Néanmoins, cette option peut ne pas suffire pour rendre compte de l'ensemble de l'excès de kurtosis. Lorsqu'elles sont combinées avec les modèles GARCH, les densités conditionnelles (loi de Student, GED) à queues épaisses peuvent permettre de résoudre complètement le problème de l'excès de kurtosis. Dans les tableaux 5 et 6, nous présentons les estimations des modèles GARCH, GJR, TGARCH et EGARCH respectivement pour la densité conditionnelle GED et la loi de Student. Comme pour l'hypothèse d'asymétrie, nous présentons des tableaux synthétiques ne contenant que les statistiques et les paramètres les plus sensibles à l'hypothèse testée.

4.3.1 La GED

Pour l'ensemble des marchés et dans le cas d'un modèle GARCH (tableau 5) sans effet d'asymétrie, le paramètre η de la GED est très significativement inférieur à 2 : il est compris entre 0,95 (Jakarta) et 1,23 (Séoul) et reste supérieur à 1 pour six marchés sur huit. La densité conditionnelle des innovations semble ainsi plus proche d'une loi de Laplace que d'une loi normale. Par ailleurs, le test de l'hypothèse nulle $\eta = 2$, fondé sur le rapport de vraisemblance, conduit à un rejet systématique de cette hypothèse aux seuils usuels. On peut ainsi justifier le caractère fortement leptokurtique de la distribution conditionnelle. En outre, la distribution des résidus demeure non symétrique pour la plupart des places comme dans le cas précédent.

L'estimation des modèles asymétriques avec la GED confirme les résultats précédents :

- le paramètre η demeure très stable par rapport au modèle GARCH. L'existence d'une densité fortement leptokurtique est ainsi confirmée ;

- les effets d’asymétrie sont du même ordre de grandeur que dans le cas de la densité normale. La seule exception concerne Jakarta. En effet, le paramètre γ , qui était négatif avec la distribution normale (conduisant à un degré d’asymétrie inférieur à 1) devient ici positif avec la GED (degré d’asymétrie supérieur à 1). Il demeure cependant non significativement différent de zéro. Pour l’indice de Taiwan, le degré d’asymétrie est inférieur à 2 dans les trois modèles (γ est inférieur à α). Par ailleurs, c’est pour Jakarta et Taiwan que l’on obtient les plus fortes statistiques empiriques ξ du test joint de Engle et Ng entraînant ainsi le rejet de l’hypothèse nulle aux seuils traditionnels. Pour ces deux places, l’adoption d’un ”modèle asymétrique” n’est donc pas indispensable. Pour les six autres places, le degré d’asymétrie relative est compris entre 2,07 (Manille) et 3,6 (Hong Kong) pour le GJR et entre 1,6 (Manille) et 2,6 (Hong Kong) pour le TGARCH et l’EGARCH. Ces coefficients se situent aux mêmes niveaux que ceux estimés pour la distribution normale. La hiérarchie établie sur la base des degrés d’asymétrie perdure. En outre, tout comme pour la distribution normale, excepté pour Taiwan et Jakarta pour lesquelles l’introduction d’un effet asymétrique n’est pas pertinente, c’est avec le modèle GJR que l’on obtient une *quasi* absence d’asymétrie résiduelle.

Comme pour la distribution conditionnelle normale, le modèle GJR conduit *quasi* systématiquement à une plus grande log-vraisemblance que les modèles TGARCH et EGARCH pour représenter l’asymétrie lorsque la densité est une GED. La seule exception est, sans surprise, la bourse de Jakarta, pour laquelle l’introduction de l’effet de levier ne semble, pas justifiée. Cette remarque s’applique dans une moindre mesure à Taiwan. La prédominance du GJR sur les autres modèles se confirme donc dans le cas de la GED.

4.3.2 La loi de Student

Dans le cas de la loi de Student, l’inverse du nombre de degrés de liberté doit être inférieur à 0,25 pour que la kurtosis non-conditionnelle soit définie. On remarque que, quel que soit le modèle retenu pour l’asymétrie (tableau 6), la bourse de Jakarta est caractérisée par un paramètre ν inférieur à 4 ($1/\nu$ varie entre 0,287 pour le GJR et 0,292 pour l’EGARCH). Pour les modèles TGARCH et EGARCH, les bourses de Singapour et de Taiwan affichent des degrés de liberté très proche de 4 ($1/\nu$ est compris entre 0,244 et 0,255). Pour ces trois places, la kurtosis non-conditionnelle n’est peut être pas définie.

Les coefficients d’asymétrie relative obtenus pour le GJR avec la loi de Student sont en général du même ordre que ceux associés à la GED. En particulier, ils ne sont pas systématiquement supérieurs ou inférieurs à ceux correspondants à la GED. Là aussi, la plupart du temps, c’est avec le GJR que l’on obtient les plus faibles statistiques ξ , correspondant à une *quasi* absence d’asymétrie résiduelle. Parmi les différents modèles d’asymétrie estimés avec la loi de Student, le modèle GJR semble donc le plus pertinent pour les marchés étudiés : ainsi, quelle que soit la bourse, la vraisemblance calculée pour le modèle GJR est supérieure à celle obtenue avec les modèles TGARCH et EGARCH.

Enfin, l’analyse des log-vraisemblances montre que la GED domine la loi de Student, dans tous les cas de figure sauf pour Jakarta (pour laquelle la kurtosis n’existe pas) et Singapour. Finalement, pour l’essentiel, la GED semble plus pertinente que la Student pour représenter la dynamique des indices boursiers asiatiques.

En ce qui concerne les effets d'asymétrie, le modèle GJR domine les autres dans presque tous les cas (pour la GED comme pour la loi de Student). C'est avec une GED combinée avec un modèle GJR (modèle GED-GJR) que l'on obtient les résultats les plus intéressants.

4.4 Le modèle GED-GJR

Le tableau 7 détaille les estimations du modèle GED-GJR. Ces résultats peuvent être comparés notamment à ceux présentés dans le tableau 2 correspondant au modèle GARCH avec densité normale. Plusieurs points peuvent être notés dans le cadre de cette comparaison. Tout d'abord, le coefficient autorégressif de l'équation d'espérance (b) se réduit assez sensiblement, lorsque l'on adopte une densité GED avec effets d'asymétrie. C'est en particulier le cas de la bourse de Hong Kong, pour laquelle le paramètre b estimé passe de -0,12 à -0,04. La persistance des rendements boursiers apparaît ainsi accrue.

Le coefficient α associé à l'effet des chocs de rendement sur la variance conditionnelle (ε_{t-1}^2) se réduit dans la plupart des bourses, à l'exception notable de la place de Jakarta. Dans ce cas, en effet, le coefficient α passe de 0,14 à 0,38, mais au prix d'une forte diminution du paramètre β . De façon générale, le coefficient autorégressif de l'équation de variance conditionnelle (β) reste stable. Pour l'ensemble des places boursières, on trouve que la condition de stationnarité ($\alpha + \beta + \frac{\gamma}{2} < 1$) est vérifiée. Cependant, au moins pour Manille et Taiwan, on obtient une dynamique très persistante de la variance conditionnelle, avec ($\alpha + \beta + \frac{\gamma}{2}$) égal à 0,99 et 0,998 respectivement.

Le choix d'une densité GED entraîne une augmentation sensible de l'autocorrélation résiduelle, l'hypothèse nulle de non-corrélation n'étant rejetée que pour les indices de Séoul et Singapour. Pour le modèle GARCH avec loi normale, on n'avait pas rejeté non plus l'hypothèse d'absence d'autocorrélation pour les bourses de Bangkok et de Hong Kong. En revanche, l'hypothèse d'homoscédasticité résiduelle n'est maintenant rejetée que pour la seule bourse de Séoul, alors que précédemment on concluait à la présence d'hétéroscédasticité pour les bourses de Séoul et de Singapour.

Les degrés d'asymétrie relative sont assez différents d'une bourse à l'autre : le maximum est atteint pour Hong Kong, un choc négatif ayant un effet sur la variance conditionnelle 3,6 fois supérieur à un choc positif ; le minimum est atteint pour Jakarta (1.2) et, dans une moindre mesure, pour Taiwan (1.8). Les tests de Engle et Ng (1993) associés à l'hypothèse nulle de symétrie conduisent à conclure systématiquement à l'absence de symétrie résiduelle, au seuil de 5%.

Enfin, le test du rapport de vraisemblance associé à l'hypothèse nulle ($\eta = 2$, $\gamma = 0$) correspondant au modèle GARCH avec loi normale est rejeté pour toutes les bourses, aux seuils de risque usuels. C'est donc avec la représentation GED-GJR que nous poursuivons notre analyse.

Les graphiques 3 présentent l'évolution des volatilités estimées à partir du modèle GED-GJR. On note que les niveaux de la volatilité en période calme sont relativement proches d'une bourse à l'autre, autour de 1%. Singapour et, dans une moindre mesure, Jakarta, sont toutefois caractérisées par des niveaux moyens plus faibles. De plus, pour toutes les places boursières, la fin de la période est associée à une forte augmentation de la volatilité conditionnelle.

4.5 Les effets ARCH-in-Mean

Il s'agit là de vérifier si l'introduction d'un indicateur de risque dans l'équation de rendement permet d'améliorer la description ou l'explication de cette variable. Dans le cas du modèle GJR, la formulation retenue de la représentation ARCH-in-Mean s'écrit sous la forme :

$$r_t = \mu + \lambda\varphi(\sigma_t) + \varepsilon_t + b\varepsilon_{t-1} \quad (12)$$

avec

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha\varepsilon_{t-1}^2 + \gamma\Pi_{t-1}^-\varepsilon_{t-1}^2 + \beta\sigma_{t-1}^2. \quad (13)$$

Le terme $\varphi(\sigma_t)$ est l'image d'une fonction de la volatilité conditionnelle (σ_t). Les représentations usuelles de la fonction φ permettent de retenir la volatilité ($\varphi(\sigma_t) = \sigma_t$), la variance ($\varphi(\sigma_t) = \sigma_t^2$) et le logarithme de la volatilité ($\varphi(\sigma_t) = \ln(\sigma_t)$), comme indicateur de risque dans l'équation du rendement. La fonction φ peut prendre une forme plus générale² dont les représentations précédentes sont des cas particuliers.

Les estimations du coefficient λ représentant l'effet de la prime de risque dans le modèle ARCH-in-Mean sont présentées dans le tableau 8. D'une façon générale, quelle que soit la fonction φ ($\varphi(\sigma_t) = \sigma_t$ ou $\varphi(\sigma_t) = \sigma_t^2$ ou $\varphi(\sigma_t) = \ln(\sigma_t)$), le paramètre λ n'est jamais significativement différent de zéro. De plus, le signe de λ est ambigu, tout en étant jamais significativement différent de zéro. Il apparaît donc possible de conclure à la constance des primes de risque sur ces marchés.

Les marchés boursiers asiatiques semblent donc caractérisés par une absence d'un effet prime de risque sur le rendement. La relation usuelle entre le rendement et le risque (que l'on retrouve par exemple dans le modèle de choix de portefeuille) n'apparaît donc pas pertinente ici. Si l'on se réfère aux études dans lesquelles l'effet ARCH-in-Mean s'est révélé fragile (Baillie et Degennaro, 1990, Bollerslev et Wooldridge, 1990), ces résultats ne sont pas surprenants. Si l'on s'appuie sur les fortes fluctuations observées sur ces marchés depuis dix-huit mois, les résultats laissent perplexes. Toutefois, si l'on tient compte du fait qu'avant la crise de l'été 1997, on citait en référence les mérites des modèles de l'Asie du Sud-Est et que les investisseurs ont déversé des capitaux sur cette zone jusqu'en 1995-96, les résultats ne sont pas aussi inattendus que ça. En effet, étant donnée l'importance des crédits alloués à l'Asie du Sud-Est, les investisseurs ont à l'évidence considéré cette zone comme étant peu risquée. Ils n'exigeaient alors qu'une prime de risque marginale. Comme l'étude porte en grande partie sur la période précédant la crise (janvier 1990 à décembre 1997), le résultat est normal. Il faudrait sans doute réduire de façon drastique la période d'étude pour faire ressortir l'impact de la prime de risque sur le rendement mais, à l'évidence, les résultats seraient peu robustes. On retient tout de même que, sur longue période, les rendements observés sur les marchés boursiers de l'Asie du Sud-Est sont insensibles à l'effet prime de risque. C'est donc le modèle GJR spécifié en supposant que les innovations suivent une distribution conditionnelle GED et sans effet ARCH-in-Mean (modèle GED-GJR) qui permet d'obtenir la meilleure description de la volatilité observée sur les marchés boursiers de l'Asie du Sud-Est.

²Ces trois formulations peuvent être interprétées comme des cas particuliers de la transformation de Box-Cox définie par : $\varphi(\sigma_t) = (\sigma_t^P - 1) / P$ où P détermine la forme de la transformation. Pour $P = 1$, on retrouve la volatilité; pour $P = 2$, la variance; le logarithme de la volatilité est obtenu comme cas limite quand $P \rightarrow 0$. Cette spécification permet d'estimer la valeur la plus appropriée de la puissance à appliquer à σ . On peut ainsi tester les différentes formulations usuelles du risque. Toutefois, dans les applications numériques, les écarts-types sur le paramètre P sont souvent trop larges pour permettre une conclusion claire en faveur de l'une ou l'autre des représentations.

4.6 Quels enseignements peut-on tirer d'une comparaison des indices ?

Dans un premier temps, on peut comparer les résultats des estimations réalisées avec un modèle GED-GJR appliqué à la zone Asie (tableau 7) et aux pays du G5 (tableau 9). Un rapprochement des résultats indique que :

- la composante moyenne mobile de l'espérance conditionnelle est négative et significativement différente de zéro pour les rendements boursiers de l'Asie. Elle n'est en général pas significativement différente de zéro pour les bourses du G5 mais elle affiche un signe négatif pour le DJ, le CAC et le FTSE. On pourrait retenir pour ces trois places, tout comme pour les bourses asiatiques, le fait que les transactions sont non-synchrones (Scholes et Williams, 1977) ;
- le coefficient du terme autorégressif de la volatilité (β) est significatif pour les deux zones mais le coefficient de la variable correspondant aux nouveaux chocs (α) ne l'est pas toujours dans le cas des rendements du G5. Par ailleurs, même si les sommes de ces deux coefficients sont proches pour les différentes places, elles semblent légèrement plus élevées dans le G5. Le phénomène de persistance de la volatilité est donc un peu plus marqué dans les pays industrialisés ;
- hormis la place de Paris où l'effet des chocs positifs est *quasi* nul (degré d'asymétrie infini), d'une manière générale, les bourses du G5 semblent plus sensibles aux mauvaises nouvelles que leurs homologues asiatiques. Le coefficient d'asymétrie, γ , y est très fort ce qui conduit à des degrés d'asymétrie très élevés (9,7 pour le Nikkei, 4,4 pour le DJ, 4,1 pour le FTSE contre 3,6 pour Hong Kong, le marché le plus "asymétrique" d'Asie). Toutefois, la sensibilité du DAX par rapport aux mauvaises nouvelles (degré d'asymétrie de l'ordre de 2) peut être comparée à celle Séoul, Bangkok ou Singapour ;
- le paramètre η , définissant les caractéristiques de la distribution conditionnelle, est du même ordre de grandeur dans les deux zones. Il est proche de 1 (sauf pour le FTSE) et indique clairement que la distribution des innovations est leptokurtique.

Au vu de ces propriétés, il n'y a pas de différence fondamentale entre les marchés boursiers des deux zones. Bien sûr, certaines propriétés sont plus marquées d'un côté que de l'autre mais il paraît difficile d'identifier les facteurs permettant de les dissocier complètement sur la base des résultats du modèle GED-GJR.

Dans un second temps, comme les bourses asiatiques présentent des propriétés statistiques relativement similaires, on peut évaluer l'intensité de leur liaison via leur rendement (tableau 10a) et leur volatilité (tableau 10b). D'une manière générale, les coefficients de corrélation calculés entre les rendements sont moins élevés que ceux obtenus avec les volatilités.

Le faible niveau des coefficients de corrélation des rendements quotidiens (en général inférieurs à 0,5) rend difficile la mise en valeur de faits saillants. On peut toutefois signaler que la bourse de Singapour apparaît relativement corrélée (coefficient de corrélation compris entre 0,30 vis-à-vis de Jakarta, et 0,56 vis-à-vis de Kuala Lumpur) avec les autres places asiatiques, sauf Séoul. Assez curieusement, elle est faiblement liée au DJ mais affiche des liaisons d'intensité comparable et relativement forte (0,30) avec le DAX et le Nikkei. A l'opposé, les bourses de Taiwan et Séoul semblent très faiblement liées avec toutes les places (coefficients de corrélation variant entre 0,01

et 0,16). Manille, Hong Kong, Bangkok et Kuala Lumpur occupent une position intermédiaire. On note cependant la "forte" liaison entre Hong Kong et Kuala Lumpur (coefficient de corrélation de 0,43) d'une part, entre Hong Kong et Singapour d'autre part (0,45).

Ces résultats semblent robustes. En effet, sur la période allant du 2 juillet 1997 au 18 mai 1998, Baig et Goldfajn trouvent des résultats comparables : entre Bangkok et Kuala Lumpur par exemple, ils obtiennent une corrélation de 0,30 (contre 0,35 ici) ; entre Manille et Kuala Lumpur, les coefficients de corrélation valent respectivement 0,27 et 0,26 ; enfin entre Séoul et Jakarta, on obtient 0,15 dans un cas et 0,14 dans l'autre. C'est seulement pour Manille et Jakarta que la différence est sensible (0,40 pour Baig et Goldfajn contre 0,25).

Dans le cas de la volatilité, les coefficients de corrélation sont relativement élevés et dépassent souvent 0,30 tant entre les volatilités des bourses asiatiques qu'entre ces indicateurs et ceux des places du G5. Il est intéressant de noter que pour la volatilité, chacune des places apparaît assez fortement liée dans la zone avec au moins une autre bourse. Singapour affiche des coefficients de corrélation non négligeables avec toutes les places, y compris Séoul, Taiwan et les principales financières du G5. En guise d'exemple, ce coefficient vaut 0,60 pour les couples Singapour/Kuala Lumpur et Singapour/Francfort ; son plus faible niveau est de 0,34 (Taiwan). Taiwan et Séoul qui se démarquaient des autres places asiatiques dans le cas précédent (analyse des rendements), affichent à leur tour des liaisons fortes respectivement avec Manille (0,58) et Hong Kong ou Kuala Lumpur (0,42). Pour Bangkok, Jakarta et Hong Kong, on observe au moins un coefficient de corrélation dépassant 0,50 (tant avec les indices asiatiques qu'avec ceux des pays du G5). De façon assez inattendue, c'est avec le DAX que les liaisons (rendement et volatilité) bourses asiatiques/bourses du G5 semblent les plus fortes.

En conclusion, si au niveau du rendement les coefficients de corrélation sont relativement ténus, au niveau de la volatilité les choses se présentent autrement : on peut dire, en quelque sorte, que les fortes liaisons mises en évidence sur les volatilités traduisent le fait que les "mouvements" de panique se transmettent assez bien entre les différentes places. Les mécanismes de transmission transiteraient alors plus par la volatilité que par les rendements. Notre appréhension sur la façon d'introduire les "bonnes" et "mauvaises" nouvelles dans le modèle est ainsi justifiée *ex post*. L'approche fondée sur les modèles GARCH paraît ainsi plus appropriée pour l'analyse de certains phénomènes.

5 Conclusion

Les estimations réalisées dans ce papier permettent de mettre en évidence un certain nombre de résultats concernant la volatilité des principaux marchés boursiers sud-asiatiques. On retrouve globalement les principaux résultats obtenus pour les marchés des pays développés, notamment le marché boursier américain.

Tout d'abord, les rendements semblent autocorrélés ainsi que leurs carrés ; ils sont décrits par une distribution à queue épaisse. Au niveau de l'espérance conditionnelle, l'estimation d'une composante moyenne mobile s'avère nécessaire pour prendre en compte, au moins partiellement, la forte autocorrélation des rendements quotidiens. En outre, rendre endogène la volatilité conditionnelle est indispensable, du fait de la forte hétéroscédasticité des données. Dans la plupart des cas, l'estimation d'un modèle

GARCH(1,1) permet d'éliminer l'hétéroscédasticité conditionnelle des innovations standardisées.

En général, il est nécessaire de recourir à un modèle prenant en compte les effets d'asymétrie, c'est-à-dire autorisant une différenciation de l'impact des chocs sur la volatilité selon leur nature (positifs ou négatifs). En effet, un choc négatif se traduit, systématiquement, par une augmentation plus forte de la volatilité qu'un choc positif sur toutes les places, sauf celle de Jakarta pour laquelle l'isolement d'un effet asymétrique ne semble pas pertinent. En outre, la représentation la plus adaptée de l'asymétrie est le modèle GJR, fondé sur la modélisation de la variance conditionnelle. Le modèle EGARCH, souvent retenu pour l'étude de l'asymétrie des indices boursiers des pays développés, est dominé par le modèle GJR sur les marchés boursiers asiatiques. Le modèle EGARCH ne rend pas compte de façon satisfaisante des évolutions observées sur les marchés émergents. Il en est de même pour le modèle TGARCH. De ce point de vue, les bourses asiatiques s'écartent quelque peu de leurs homologues des pays industrialisés, la différence étant toutefois mineure.

Le niveau élevé de la kurtosis, par rapport à celle de la loi normale, n'est pas pleinement expliqué par l'existence d'une volatilité conditionnelle variant au cours du temps. Il s'est avéré nécessaire de supposer que les innovations standardisées suivent une loi dotée d'une kurtosis plus forte que celle de la loi normale. Avec une GED par exemple, on obtient un paramètre η très proche de 1, ce qui correspond à une loi de Laplace. On obtient un résultat similaire avec la loi de Student, cependant dominée par la GED. En particulier, pour certains indices, dans le cas de la loi de Student, on se trouve confronter à la non-définition de la kurtosis ou à la non-stationnarité de la variance conditionnelle. En outre, la vraisemblance obtenue à partir de la loi de Student est *quasi* systématiquement inférieure à celle obtenue à partir de la GED. La domination de la GED ne peut donc pas être remise en cause. Par ailleurs, les cours boursiers asiatiques ne se distinguent pas fondamentalement de leurs homologues du G5, au sens où, notamment, leurs volatilités semblent adopter un mode identique de formation. En outre, une comparaison des indices montre que ce sont les volatilités des différentes places, et non leurs rendements, qui sont les plus fortement corrélées.

Enfin, les rendements boursiers ne paraissent pas sensibles à un indicateur de risque, les effets ARCH-in-Mean n'étant pas significatifs pour les huit marchés, sur longue période.

Si on se réfère uniquement aux caractéristiques statistiques du rendement et de sa variance conditionnelle pour comparer les marchés boursiers asiatiques à leurs homologues des pays développés, il n'existe pas de différences majeures entre les indices. Une voie de recherche ultérieure consisterait à analyser rigoureusement les mécanismes de transmission internationale des chocs, dans un cadre multivarié, pour vérifier si l'on observe aussi le même degré de similitude entre les différents marchés.

Références

- [1] BAIG, T., et I. GOLDFAJN (1998), "Financial Market Contagion in the Asian Crisis", *IMF Working Paper* 155.
- [2] BAILLIE, R.T., et T. BOLLERSLEV (1989), "The Message in Daily Exchange Rates : A Conditional Variance Tale", *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, 297-305.

- [3] BAILLIE, R.T., et R.P. DEGENNARO (1990), "Stock Returns and Volatility", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, 203-214.
- [4] BERNDT, E.K., H.B. HALL, R.E. HALL, et J.A. HAUSSMAN (1974), "Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models", *Annals of Economic and Social Measurement*, 4, 653-666.
- [5] BLACK, F. (1976), "Studies in Stock Price Volatility Changes", *Proceedings of the 1976 Business Meeting of the Business and Economic Statistics Section*, American Statistical Association.
- [6] BOLLERSLEV, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditionally Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31, 309-328.
- [7] BOLLERSLEV, T. (1987), "A Conditional Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return", *Review of Economics and Statistics*, 69, 542-547.
- [8] BOLLERSLEV, T., et R.F. ENGLE (1993), "Common Persistence in Conditional Variances", *Econometrica*, 61(1), 167-186.
- [9] BOLLERSLEV, T., et J.M. WOOLDRIDGE (1990), "Quasi Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time Varying Covariances", mimeo, Department of Economics, MIT.
- [10] BOOTH, G.G., T. MARTIKAINEN, et Y. TSE (1997), "Price and Volatility Spillovers in Scandinavian Stock Markets", *Journal of Banking and Finance*, 21, 811-823.
- [11] BOUGEROL, P., et N. PICARD (1990), "Stationarity of GARCH Processes and of some Nonnegative Time Series", *Journal of Econometrics*, 52, 115-127.
- [12] CAMPBELL, J.Y., et L. HENTSCHEL (1992), "No News Is Good News : An Asymmetric Model of Changing Volatility", *Journal of Financial Economics*, 31, 281-318.
- [13] CHOU, R.Y. (1988), "Volatility Persistence and Stock Valuations", *Journal of Applied Econometrics*, 3, 279-294.
- [14] CHRISTIE, A.A. (1982), "The Stochastic Behavior of Common Stock Variances : Value, Leverage and Interest Rate Effects", *Journal of Financial Economics*, 10, 407-432.
- [15] DIEBOLD, F.X. (1988), *Empirical Modeling of Exchange Rate Dynamics*, Springer-Verlag, New York.
- [16] EL BABSIRI, M., et A. THOMAS (1991), "Market Valuation and Expected Risk : An Empirical Investigation Using Threshold GARCH-Mean Models", mimeo.
- [17] ENGLE, R.F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of UK Inflation", *Econometrica*, 50, 987-1008.
- [18] ENGLE, R.F., et T. BOLLERSLEV (1986), "Modeling the Persistence of Conditional Variances", *Econometric Reviews*, 5, 1-50.
- [19] ENGLE, R.F., et G. GONZALEZ-RIVERA (1991), "Semi-Parametric ARCH Models", *Journal of Business and Economic Statistics*, 9, 345-359.
- [20] ENGLE, R.F., D.M. LILIEN, et R.P. ROBBINS (1987), "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure : The ARCH-M Model", *Econometrica*, 55, 391-407.

- [21] ENGLE, R.F., et V.K. NG (1993), "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility", *Journal of Finance*, 48, 1749-1778.
- [22] FRATZSCHER, M. (1998), "Why Are Currency Crises Contagious ? A Comparison of the Latin American Crisis of 1994-1995 and the Asian Crisis of 1997-1998", *Weltwirtschaftliches Archiv*, Band 134 1998. Heft 4.
- [23] FRENCH, K.R., G.W. SCHWERT et R.F. STAMBAUGH (1987), "Expected Stock Returns and Volatility", *Journal of Financial Economics*, 19, 3-30.
- [24] GALLANT, A.R., et G. TAUCHEN (1989), "Seminonparametric Estimation of Conditionally Constrained Heterogeneous Processes : Asset Pricing Applications", *Econometrica*, 57, 1091-1120.
- [25] GLOSTEN, R.T., R. JAGANNATHAN, et D. RUNKLE (1993), "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return of Stocks", *Journal of Finance*, 48(5), 1779-1801.
- [26] HAMAOKA, Y., R.W. MASULIS, et V. NG (1990), "Correlations in Price Changes and Volatility Across International Stock Markets", *Review of Financial Studies*, 3, 281-307.
- [27] HENTSCHEL, L. (1995), "All in the Family : Nesting Symmetric and Asymmetric GARCH Models", *Journal of Financial Economics*, 39, 71-104.
- [28] JORION, P. (1988), "On Jump Processes in the Foreign Exchange and Stock Markets", *Review of Financial Studies*, 1, 427-445.
- [29] KAMINSKI, G. (1998), "Currency and Banking Crises : the Early Warnings of Distress", *Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers*, Oct. n°629.
- [30] KOUTMOS, G., et G.G. BOOTH (1995), "Asymmetric Volatility Transmission in International Stock Markets", *Journal of International Money and Finance*, 14(6), 747-762.
- [31] LO, A.W., et C.A. MACKINLAY (1990), "An Economic Analysis of Nonsynchronous Trading", *Journal of Econometrics*, 45, 191-211.
- [32] NELSON, D.B. (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns : A New Approach", *Econometrica*, 59(2), 347-370.
- [33] POMERLEANO, M. (1998), "The East Asia Crisis and Corporate Finance : the Untold Micro Story", mimeo, World Bank.
- [34] POON, S-H., et S.J. TAYLOR (1992), "Stock Returns and Volatility : An Empirical Study of the UK Stock Market", *Journal of Banking and Finance*, 16, 37-59.
- [35] SCHOLES, M., et J. WILLIAMS (1977), "Estimating Betas from Non-Synchronous Data", *Journal of Financial Economics*, 5, 309-327.
- [36] ZAKOIAN, J.M. (1994), "Threshold Heteroskedastic Models", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18, 931-955.

Tableau 1 : Statistiques descriptives sur les rendements boursiers

Le tableau présente les principales statistiques décrivant les séries de rendement : μ est la moyenne et σ est l'écart-type du rendement ; SK et EK sont la skewness et l'excès de kurtosis de la distribution empirique ; sous l'hypothèse de nullité, les statistiques $T(SK)^2/6$ et $T(EK)^2/24$ suivent approximativement un χ^2 à 1 degré de liberté. LB est la statistique de Ljung-Box associée au test de nullité jointe des 20 premières autocorrélations des rendements ; LB_c est la statistique de Ljung-Box corrigée pour hétéroscédasticité associée au test de nullité jointe des 20 premières autocorrélations des rendements ; LB_2 est la statistique de Ljung-Box associée au test de nullité jointe des 20 premières autocorrélations des carrés des rendements³. Sous leurs hypothèses nulles respectives, ces trois statistiques suivent un χ^2 à $p = 20$ degrés de liberté.

	BA	HK	JA	KL	MA	SE	SI	TA
μ (x100)	-4,112	6,372	0,032	0,132	2,521	-4,230	-0,422	-0,775
σ	1,727	1,524	1,081	1,409	1,563	1,570	1,021	2,130
SK	-0,081 (0,131)	-0,313 (0,000)	0,486 (0,000)	-0,104 (0,052)	-0,040 (0,453)	-0,049 (0,361)	-0,342 (0,000)	-0,095 (0,078)
EK	4,740 (0,000)	16,105 (0,000)	17,151 (0,000)	12,410 (0,000)	4,241 (0,000)	5,489 (0,000)	7,109 (0,000)	3,416 (0,000)
$LB(20)$	79,49 (0,000)	63,49 (0,000)	366,16 (0,000)	123,91 (0,000)	151,76 (0,000)	52,95 (0,000)	39,07 (0,007)	53,06 (0,000)
$LB_c(20)$	32,97 (0,034)	26,00 (0,166)	91,39 (0,000)	37,63 (0,010)	92,19 (0,000)	23,93 (0,245)	20,05 (0,455)	21,96 (0,343)
$LB_2(20)$	961,31 (0,000)	1063,43 (0,000)	522,12 (0,000)	786,11 (0,000)	368,68 (0,000)	1971,56 (0,000)	370,97 (0,000)	2833,94 (0,000)

³La statistique de Ljung-Box est définie par :

$$LB(p) = T(T+2) \sum_{k=1}^p \frac{\rho(k)^2}{T-k}$$

où $\rho(k)$ est la corrélation d'ordre k de la série. Diebold (1988) a proposé une statistique de Ljung-Box corrigée, dont les propriétés sont robustes à la présence d'hétéroscédasticité. Cette statistique s'écrit sous la forme :

$$LB_c(p) = T(T+2) \sum_{k=1}^p \frac{\rho(k)^2}{T-k} \frac{1}{1+T\delta(k)^2}$$

où $\delta(k)$ est la corrélation d'ordre k des carrés de la série. La statistique de Ljung-Box pour le carré des rendements s'écrit sous la forme :

$$LB_2(p) = T(T+2) \sum_{k=1}^p \frac{1}{T-k} \delta(k).$$

Tableau 2 : Estimation des modèles avec volatilité constante avec loi normale

Les écarts-types asymptotiques sont indiqués entre parenthèses. LB_c est la statistique de Ljung-Box corrigée pour hétéroscédasticité associée au test de nullité jointe des 20 premières autocorrélations des résidus ; LB_2 est la statistique de Ljung-Box associée au test de nullité jointe des 20 premières autocorrélations des carrés des résidus. Sous leurs hypothèses nulles respectives, ces deux statistiques suivent un χ^2 à $p = 20$ degrés de liberté. $t(\beta_i)$, $i = 1, 2, 3$, et ξ sont les statistiques de test associées aux différentes hypothèses nulles de symétrie proposées par Engle et Ng (1993) (équations (4) à (7)). $\ln L$ est la log-vraisemblance du modèle.

	BA	HK	JA	KL	MA	SE	SI	TA
μ (x100)	-4,214 (4,815)	6,373 (3,811)	-1,473 (3,239)	0,069 (0,020)	2,467 (1,785)	-4,232 (2,912)	-0,455 (0,242)	-0,774 (5,074)
b	-0,158 (0,037)	-0,005 (0,025)	-0,327 (0,040)	-0,169 (0,045)	-0,207 (0,026)	-0,045 (0,042)	-0,088 (0,054)	-0,037 (0,031)
α_0 (x100)	291,012 (16,205)	232,357 (21,717)	103,314 (8,503)	192,809 (16,307)	233,838 (12,870)	246,050 (14,837)	103,488 (12,500)	453,080 (23,286)
LB_c (20)	15,81 (0,728)	25,69 (0,176)	40,89 (0,004)	27,13 (0,132)	32,88 (0,034)	22,60 (0,309)	12,03 (0,915)	21,12 (0,390)
LB_2 (20)	895,40 (0,000)	1077,89 (0,000)	968,26 (0,000)	769,50 (0,000)	339,58 (0,000)	1832,31 (0,000)	373,72 (0,000)	2764,37 (0,000)
$t(\beta_1)$	0.372	2.344	-0.713	1.674	0.202	-0.302	0.211	1.337
$t(\beta_2)$	-8.242	-21.190	-9.671	-10.047	-4.417	-8.389	-8.021	-7.611
$t(\beta_3)$	5.992	0.847	7.418	5.217	2.204	6.535	3.850	5.723
ξ	144,92	437,43	188,62	158,27	34,81	161,22	106,74	123,45
$\ln L$	-1,9521	-1,8396	-1,4346	-1,7464	-1,8428	-1,8682	-1,4354	-2,1734

Tableau 3 : Estimation des modèles GARCH avec loi normale

Les écarts-types asymptotiques sont indiqués entre parenthèses. LB_c est la statistique de Ljung-Box corrigée pour hétéroscédasticité associée au test de nullité jointe des 20 premières autocorrélations des résidus ; LB_2 est la statistique de Ljung-Box associée au test de nullité jointe des 20 premières autocorrélations des carrés des résidus. Sous leurs hypothèses nulles respectives, ces deux statistiques suivent un χ^2 à $p = 20$ degrés de liberté. $t(\beta_i)$, $i = 1, 2, 3$, et ξ sont les statistiques de test associées aux différentes hypothèses nulles de symétrie proposées par Engle et Ng (1993) (équations (4) à (7)). $\ln L$ est la log-vraisemblance du modèle.

	BA	HK	JA	KL	MA	SE	SI	TA
μ (x100)	3,416 (2,564)	11,672 (2,865)	1,536 (1,821)	7,552 (2,616)	49003 (3,567)	-1,962 (2,742)	2,775 (2,855)	4,129 (7,397)
b	-0,146 (0,021)	-0,116 (0,025)	-0,290 (0,024)	-0,203 (0,023)	-0,207 (0,022)	-0,028 (0,021)	-0,119 (0,026)	-0,001 (0,353)
α_0 (x100)	7,420 (3,164)	13,809 (6,230)	1,344 (1,186)	4,125 (1,894)	2,374 (1,549)	11,036 (3,940)	7,863 (5,899)	4,609 (4,203)
α	0,136 (0,027)	0,147 (0,034)	0,144 (0,054)	0,151 (0,036)	0,095 (0,037)	0,132 (0,024)	0,175 (0,080)	0,061 (0,031)
β	0,844 (0,034)	0,786 (0,054)	0,867 (0,053)	0,836 (0,041)	0,902 (0,037)	0,819 (0,039)	0,755 (0,129)	0,925 (0,040)
LB_c (20)	28,05 (0,108)	22,71 (0,303)	175,38 (0,000)	41,58 (0,003)	36,36 (0,014)	23,54 (0,263)	20,20 (0,446)	34,54 (0,023)
LB_2 (20)	26,62 (0,146)	5,76 (0,999)	12,26 (0,907)	12,94 (0,880)	18,22 (0,573)	75,30 (0,000)	34,13 (0,025)	22,86 (0,296)
$t(\beta_1)$	1,541	1,701	-0,349	1,679	0,274	-0,435	0,152	2,186
$t(\beta_2)$	-1,276	-2,606	-0,738	-1,369	-0,772	-0,337	-0,956	-0,697
$t(\beta_3)$	-1,319	-1,694	0,842	-1,191	-1,505	0,118	-0,528	-1,650
ξ	2,944	7,820	1,780	3,366	3,346	0,708	1,361	5,204
$\ln L$	-1,8111	-1,6697	-1,2933	-1,5183	-1,7343	-1,7243	-1,3310	-1,9868

Tableau 4 : Caractéristiques des modèles asymétriques avec loi normale

ξ est la statistique de test, proposée par Engle et Ng (1993), associée à hypothèse de nullité jointe des paramètres b_i , $i = 1, 2, 3$ dans l'équation (7). $\ln L$ est la log-vraisemblance du modèle. asym. relat. est le degré d'asymétrie relative de l'équation de variance conditionnelle : $\frac{\alpha+\gamma}{\alpha}$ pour les modèles GJR et TGARCH et $\frac{|\alpha-\gamma|}{\alpha+\gamma}$ pour le modèle EGARCH.

	BA	HK	JA	KL	MA	SE	SI	TA
GARCH								
ξ	2,944	7,820	1,780	3,366	3,346	0,708	1,361	5,204
$\ln L$	-1,8111	-1,6697	-1,2933	-1,5183	-1,7343	-1,7243	-1,3310	-1,9868
GJR								
asym. relat.	2,597	4,000	0,865	3,343	1,937	2,071	2,652	1,870
ξ	0,960	1,780	1,991	0,402	1,177	2,134	0,828	2,124
$\ln L$	-1,8028	-1,6603	-1,2929	-1,5056	-1,7296	-1,7204	-1,3248	-1,9844
TGARCH								
asym. relat.	1,900	2,785	0,836	2,202	1,493	1,604	2,020	1,571
ξ	2,131	3,248	6,909 ^c	1,767	1,433	3,938	2,842	3,634
$\ln L$	-1,8093	-1,6586	-1,2908	-1,5096	-1,7346	-1,7263	-1,3279	-1,9915
EGARCH								
asym. relat.	1,804	2,485	0,891	2,049	1,462	1,562	1,867	1,462
ξ	1,673	3,860	5,575	1,596	1,336	3,523	2,845	3,675
$\ln L$	-1,8065	-1,6589	-1,2918	-1,5089	-1,7331	-1,7263	-1,3279	-1,9921

Tableau 5 : Caractéristiques des modèles asymétriques avec GED

η est le paramètre associé à la GED. Son écart-type asymptotique est indiqué entre parenthèses. ξ est la statistique de test, proposée par Engle et Ng (1993), associée à l'hypothèse de nullité jointe des paramètres b_i , $i = 1, 2, 3$ dans l'équation (7). $\ln L$ est la log-vraisemblance du modèle. *asym. relat.* est le degré d'asymétrie relative de l'équation de variance conditionnelle : $\frac{\alpha+\gamma}{\alpha}$ pour les modèles GJR et TGARCH et $\frac{|\alpha-\gamma|}{\alpha+\gamma}$ pour le modèle EGARCH.

	BA	HK	JA	KL	MA	SE	SI	TA
GARCH								
η	1,166 (0,059)	1,093 (0,061)	0,947 (0,064)	1,089 (0,052)	1,188 (0,056)	1,225 (0,065)	1,066 (0,053)	0,968 (0,062)
ξ	3,520	8,880 ^b	3,368	3,980	2,851	0,725	1,5779	9,593
$\ln L$	-1,7754	-1,6156	-1,1795	-1,4611	-1,6950	-1,6975	-1,2619	-1,9302
GJR								
η	1,192 (0,080)	1,114 (0,063)	0,947 (0,023)	1,116 (0,050)	1,198 (0,056)	1,243 (0,067)	1,076 (0,055)	0,972 (0,063)
<i>asym. relat.</i>	2,612	3,615	1,209	2,920	2,074	2,242	2,609	1,833
ξ	1,420	1,172	3,395	0,236	1,187	2,750	0,876	6,521 ^c
$\ln L$	-1,7702	-1,6103	-1,1792	-1,4545	-1,6917	-1,6946	-1,2582	-1,9287
TGARCH								
η	1,172 (0,066)	1,117 (0,093)	0,950 (0,025)	1,105 (0,049)	1,185 (0,057)	1,221 (0,064)	1,067 (0,059)	0,951 (0,061)
<i>asym. relat.</i>	1,926	2,563	1,089	2,030	1,573	1,636	1,983	1,567
ξ	2,594	3,027	3,151	0,798	1,366	4,633	1,558	5,480
$\ln L$	-1,7740	1,6107	-1,1787	-1,4557	-1,6947	-1,6982	-1,2599	-1,9312
EGARCH								
η	1,182 (0,064)	1,119 (0,064)	0,9507 (0,025)	1,106 (0,052)	1,189 (0,057)	1,223 (0,066)	1,069 (0,062)	0,949 (0,062)
<i>asym. relat.</i>	1,796	2,257	1,168	1,878	1,554	1,588	1,822	1,406
ξ	2,167	4,186	3,147	0,517	1,371	4,155	1,266	5,789
$\ln L$	-1,7727	-1,6115	-1,1810	-1,4550	-1,6939	-1,6983	-1,2600	-1,9318

Tableau 6 : Caractéristiques des modèles asymétriques - loi de Student

ν est le paramètre associé à la loi de Student. L'écart-type asymptotique de $1/\nu$ est indiqué entre parenthèses. ξ est la statistique de test, proposée par Engle et Ng (1993), associée à hypothèse de nullité jointe des paramètres b_i , $i = 1, 2, 3$ dans l'équation (7). $\ln L$ est la log-vraisemblance du modèle. asym. relat. est le degré d'asymétrie relative de l'équation de variance conditionnelle : $\frac{\alpha+\gamma}{\alpha}$ pour les modèles GJR et TGARCH et $\frac{|\alpha-\gamma|}{\alpha+\gamma}$ pour le modèle EGARCH.

	BA	HK	JA	KL	MA	SE	SI	TA
GARCH								
$1/\nu$	0,202 (0,025)	0,218 (0,023)	0,288 (0,023)	0,249 (0,025)	0,211 (0,025)	0,171 (0,025)	0,246 (0,023)	0,244 (0,028)
ξ	2,822	8,208 ^b	2,366	3,383	1,912	0,668	1,538	8,149 ^b
$\ln L$	-1,7790	-1,6176	-1,1762	-1,4610	-1,6965	-1,7042	-1,2587	-1,9452
GJR								
$1/\nu$	0,192 (0,025)	0,208 (0,022)	0,287 (0,023)	0,240 (0,026)	0,209 (0,025)	0,168 (0,025)	0,245 (0,023)	0,243 (0,028)
asym. relat.	2,649	3,551	1,272	2,643	2,113	2,434	2,387	1,667
ξ	1,993	1,073	2,417	1,106	1,148	2,948	0,966	8,371 ^b
$\ln L$	-1,7736	-1,6121	-1,1757	-1,4553	-1,6933	-1,7003	-1,2555	-1,9440
TGARCH								
$1/\nu$	0,200 (0,025)	0,205 (0,022)	0,291 (0,024)	0,244 (0,025)	0,214 (0,025)	0,178 (0,026)	0,252 (0,024)	0,255 (0,028)
asym. relat.	2,000	2,527	1,145	1,884	1,624	1,713	1,922	1,427
ξ	2,375	2,679	1,945	0,731	1,274	3,790	1,377	8,640 ^b
$\ln L$	-1,7782	-1,6235	-1,1760	-1,4565	-1,6961	-1,7042	-1,2575	-1,9461
EGARCH								
$1/\nu$	0,196 (0,025)	0,203 (0,022)	0,292 (0,024)	0,244 (0,025)	0,212 (0,025)	0,177 (0,026)	0,250 (0,024)	0,255 (0,028)
asym. relat.	1,827	2,147	1,253	1,763	1,554	1,667	1,736	1,293
ξ	2,151	3,943	1,860	0,679	1,365	3,346	1,019	8,989 ^b
$\ln L$	-1,7768	-1,6141	-1,1786	-1,4555	-1,6953	-1,7044	-1,2573	-1,9468

Tableau 7 : Estimation des modèles GJR - loi GED

Les écarts-types asymptotiques sont indiqués entre parenthèses. LB_c est la statistique de Ljung-Box corrigée pour hétéroscédasticité associée au test de nullité jointe des 20 premières autocorrélations des résidus ; LB_2 est la statistique de Ljung-Box associée au test de nullité jointe des 20 premières autocorrélations des carrés des résidus. Sous leurs hypothèses nulles respectives, ces deux statistiques suivent un χ^2 à $p = 20$ degrés de liberté. $t(\beta_i)$, $i = 1, 2, 3$, et ξ sont les statistiques de test associées aux différentes hypothèses nulles de symétrie proposées par Engle et Ng (1993) (équations (4) à (7)). $\ln L$ est la log-vraisemblance du modèle.

	BA	HK	JA	KL	MA	SE	SI	TA
μ (x100)	-1,386 (14,583)	3,353 (0,156)	0,076 (1,338)	1,349 (0,005)	-0,046 (0,014)	-5,041 (2,981)	-0,846 (1,531)	—
b	-0,087 (0,027)	-0,039 (0,001)	-0,229 (0,020)	-0,169 (0,003)	-0,192 (0,005)	-0,034 (0,025)	-0,072 (0,019)	—
α_0 (x100)	11,990 (3,421)	15,644 (5,176)	11,099 (1,931)	6,017 (2,232)	3,965 (2,287)	13,670 (4,955)	10,878 (3,021)	4,618 (2,255)
α	0,085 (0,028)	0,065 (0,020)	0,382 (0,063)	0,088 (0,024)	0,068 (0,025)	0,095 (0,025)	0,115 (0,037)	0,066 (0,015)
β	0,809 (0,032)	0,776 (0,053)	0,549 (0,043)	0,803 (0,044)	0,885 (0,041)	0,791 (0,047)	0,693 (0,063)	0,904 (0,024)
γ	0,137 (0,048)	0,170 (0,060)	0,080 (0,082)	0,169 (0,047)	0,073 (0,033)	0,118 (0,033)	0,185 (0,055)	0,055 (0,028)
η	1,192 (0,080)	1,114 (0,063)	0,947 (0,023)	1,116 (0,050)	1,198 (0,056)	1,243 (0,067)	1,076 (0,055)	0,972 (0,063)
LB_c (20)	52,10 (0,000)	35,97 (0,016)	164,34 (0,000)	55,44 (0,000)	41,69 (0,003)	25,28 (0,191)	28,96 (0,089)	41,41 (0,003)
LB_2 (20)	24,55 (0,219)	4,86 (0,999)	1,19 (0,999)	13,54 (0,853)	15,27 (0,761)	78,41 (0,000)	26,96 (0,136)	24,14 (0,226)
asym. relat.	2,612	3,615	1,209	2,920	2,074	2,242	2,609	1,833
$t(\beta_1)$	-0,970	0,854	-1,488	-0,293	-0,362	-1,611	-0,883	1,291
$t(\beta_2)$	0,568	-0,828	0,839	0,345	0,431	1,200	0,718	0,775
$t(\beta_3)$	-0,056	-0,862	-1,565	-0,111	-0,609	1,027	0,417	-1,725
ξ	1,420	1,172	3,395	0,236	1,187	2,750	0,876	6,521 ^e
$\ln L$	-1,7702	-1,6103	-1,1792	-1,4545	-1,6917	-1,6946	-1,2582	-1,9287

Tableau 8 : Caractéristiques des modèles ARCH-in-Mean - modèle GJR avec loi GED

λ est le paramètre associé à la variable de risque $\varphi(\sigma)$ dans l'équation d'espérance conditionnelle ; η est le paramètre associé à la GED. Les écarts-types asymptotiques sont indiqués entre parenthèses. ξ est la statistique de test, proposée par Engle et Ng (1993), associée à hypothèse nulle de nullité jointe des paramètres b_i , $i = 1, 2, 3$ dans l'équation (7). $\ln L$ est la log-vraisemblance du modèle. asym. relat. est le degré d'asymétrie relative de l'équation de variance conditionnelle : $\frac{\alpha+\gamma}{\alpha}$ pour les modèles GJR et TGARCH et $\frac{|\alpha-\gamma|}{\alpha+\gamma}$ pour le modèle EGARCH.

	BA	HK	JA	KL	MA	SE	SI	TA
cas $\varphi(\sigma) = \sigma$								
λ	-0,051 (0,069)	0,043 (0,074)	-0,002 (0,053)	-0,059 (0,063)	0,044 (0,070)	0,058 (0,079)	0,040 (0,075)	—
η	1,194 (0,048)	1,111 (0,036)	0,946 (0,023)	1,115 (0,043)	1,198 (0,046)	1,2440 (0,053)	1,076 (0,036)	0,972 (0,063)
asym. relat.	2,692	3,519	1,210	3,074	2,034	2,212	2,586	1,790
ξ	2,472	0,966	3,387	0,556	1,245	3,112	1,012	6,521 ^c
$\ln L$	-1,7700	-1,6102	-1,1792	-1,4542	-1,6916	-1,6944	-1,2582	-1,9287
cas $\varphi(\sigma) = \sigma^2$								
λ	-0,004 (0,018)	0,013 (0,018)	-0,021 (0,019)	-0,016 (0,019)	0,010 (0,022)	0,010 (0,020)	0,024 (0,036)	—
η	1,193 (0,049)	1,111 (0,036)	0,945 (0,023)	1,115 (0,043)	1,198 (0,046)	1,244 (0,053)	1,077 (0,036)	0,972 (0,063)
asym. relat.	2,630	3,559	1,274	2,996	2,057	2,236	2,610	1,790
ξ	1,478	0,879	3,258	0,464	1,248	2,961	1,067	6,521 ^c
$\ln L$	-1,7702	-1,6102	-1,1790	-1,4543	-1,6917	-1,6945	-1,2581	-1,9287
cas $\varphi(\sigma) = \ln \sigma$								
λ	-0,112 (0,108)	0,054 (0,111)	0,015 (0,050)	-0,070 (0,074)	0,085 (0,095)	0,117 (0,121)	0,022 (0,075)	—
η	1,194 (0,049)	1,111 (0,036)	0,946 (0,023)	1,116 (0,043)	1,197 (0,046)	1,243 (0,053)	1,076 (0,036)	0,972 (0,063)
asym. relat.	2,754	3,493	1,180	3,103	2,010	1,428	2,597	1,790
ξ	1,304	1,028	3,943	0,564	1,269	3,206	0,919	6,521 ^c
$\ln L$	-1,7699	1,6103	-1,1792	-1,4542	-1,6916	-1,6943	-1,2582	-1,9287

Tableau 9 : Estimation des modèles GJR avec GED, pour les indices boursiers du G5

Les écarts-types asymptotiques sont indiqués entre parenthèses. LB_c est la statistique de Ljung-Box corrigée pour hétéroscédasticité associée au test de nullité jointe des 20 premières autocorrélations des résidus; LB_2 est la statistique de Ljung-Box associée au test de nullité jointe des 20 premières autocorrélations des carrés des résidus. Sous leurs hypothèses nulles respectives, ces deux statistiques suivent un χ^2 à $p = 20$ degrés de liberté. $t(\beta_i)$, $i = 1, 2, 3$, et ξ sont les statistiques de test associées aux différentes hypothèses nulles de symétrie proposées par Engle et Ng (1993) (équations (4) à (7)). $\ln L$ est la log-vraisemblance du modèle.

	DJ	NIKKEI	DAX	CAC	FTSE
μ (x100)	4,597 (1,845)	-2,339 (1,690)	3,770 (2,363)	0,487 (1,676)	2,963 (1,640)
b	-0,022 (0,021)	0,031 (0,021)	0,002 (0,023)	-0,019 (0,022)	-0,030 (0,022)
α_0 (x100)	1,199 (1,019)	3,626 (1,429)	4,088 (1,774)	6,811 (3,791)	0,881 (0,499)
α	0,017 (0,008)	0,016 (0,009)	0,059 (0,018)	0,000 (0,011)	0,016 (0,010)
β	0,934 (0,037)	0,902 (0,018)	0,878 (0,033)	0,894 (0,043)	0,946 (0,018)
γ	0,057 (0,042)	0,140 (0,028)	0,059 (0,036)	0,103 (0,034)	0,050 (0,015)
η	1,243 (0,067)	1,234 (0,070)	1,229 (0,105)	1,382 (0,109)	1,580 (0,095)
LB_c (20)	21,36 (0,376)	16,45 (0,688)	15,89 (0,724)	23,10 (0,284)	26,023 (0,165)
LB_2 (20)	6,643 (0,998)	11,94 (0,918)	2,041 (0,999)	6,244 (0,999)	25,638 (0,178)
asym. relat.	4,353	9,750	2,000	—	4,125
$t(\beta_1)$	1,027	0,513	1,328	1,046	-0,662
$t(\beta_2)$	-1,371	-0,817	0,048	0,575	1,451
$t(\beta_3)$	-2,168	-1,442	-0,962	-0,360	1,209
ξ	5,768	2,582	2,612	3,431	3,245
$\ln L$	-1,0998	-1,6585	-13974	-1,4811	-1,1446

Tableau 10a : Corrélations entre les rendements quotidiens

	BA	HK	JA	KL	MA	SE	SI	TA	DJ	NI	DA	CA
BA	1											
HK	0,262	1										
JA	0,196	0,259	1									
KL	0,350	0,427	0,300	1								
MA	0,201	0,244	0,251	0,259	1							
SE	0,166	0,100	0,040	0,150	0,067	1						
SI	0,312	0,453	0,264	0,561	0,268	0,098	1					
TA	0,138	0,136	0,061	0,151	0,143	0,109	0,140	1				
DJ	0,059	0,110	-0,030	0,106	0,057	0,093	0,083	0,014	1			
NI	0,139	0,278	0,089	0,204	0,094	0,051	0,274	0,142	0,116	1		
DA	0,180	0,384	0,158	0,238	0,176	0,115	0,324	0,132	0,257	0,285	1	
CA	0,109	0,270	0,076	0,176	0,099	0,096	0,248	0,093	0,314	0,252	0,605	1
FT	0,132	0,271	0,089	0,190	0,100	0,112	0,200	0,092	0,353	0,269	0,477	0,629

Tableau 10b : Corrélations entre les volatilités estimées (modèle GED-GJR)

	BA	HK	JA	KL	MA	SE	SI	TA	DJ	NI	DA	CA
BA	1											
HK	0,356	1										
JA	0,289	0,428	1									
KL	0,456	0,595	0,514	1								
MA	0,541	0,306	0,339	0,423	1							
SE	0,249	0,417	0,341	0,424	0,236	1						
SI	0,515	0,573	0,439	0,601	0,418	0,371	1					
TA	0,408	0,085	0,104	0,179	0,584	0,213	0,338	1				
DJ	0,464	0,444	0,414	0,436	0,482	0,467	0,561	0,406	1			
NI	0,389	0,245	0,260	0,397	0,326	0,442	0,363	0,314	0,399	1		
DA	0,540	0,522	0,380	0,510	0,516	0,438	0,602	0,490	0,705	0,497	1	
CA	0,439	0,452	0,196	0,398	0,328	0,331	0,516	0,325	0,532	0,486	0,756	1
FT	0,327	0,405	0,287	0,392	0,423	0,461	0,433	0,380	0,636	0,539	0,666	0,644

Annexe

Le tableau A1 décrit l'évolution du rapport dette sur actions dans les pays émergents du Sud-Est asiatique, l'Amérique latine et les pays du G4 (Allemagne, Etats-Unis, France et Japon) servant seulement ici de référence. Le nombre d'entreprises dans l'échantillon et leur poids dans leur PIB national varient sensiblement d'un pays à l'autre. Cela fragilise un peu la comparaison des résultats. C'est surtout vrai pour les pays émergents. En effet, si l'on se réfère au rapport production des entreprises sur PIB, on constate que la situation des pays industrialisés est relativement homogène.

En tenant compte des problèmes de représentativité de l'échantillon (qui milite simplement dans le sens d'un commentaire prudent des données), on observe :

- une hausse (excepté à Taiwan) du ratio dette sur actions dans les pays asiatiques. D'une manière générale, le ratio dette sur actions a fortement augmenté dans tous les pays de la zone Asie entre 1994 et 1996 (sauf en Taiwan où il a peu varié depuis 1992). Toutefois, à Hong Kong, Singapour et, dans une moindre mesure, en Malaisie, le poids de la dette par rapport aux actions reste relativement faible. En revanche, les entreprises coréennes et, à partir de 1994, leurs homologues thaïlandaises affichent une dette dépassant très largement leur stock d'actions ;
- pour les pays d'Amérique latine, le ratio représentant toute la zone est relativement faible et en recul modéré depuis 1993. Là apparaît la différence fondamentale entre l'Asie du Sud-Est où les entreprises se sont lourdement endettées au cours des années 1990 et l'Amérique latine où le déficit budgétaire a souvent tendance à exploser ;
- hormis au Japon, le ratio s'inscrit en net recul dans les pays industrialisés. Pour la France c'est un résultat bien connu maintenant. Les entreprises françaises ont assaini leur compte notamment dans la première moitié des années quatre vingt dix. En effet, en quatre ans, leur ratio dette sur actions a baissé de 30 points (141 à 111%). Il a reculé de 16 et 9 points, respectivement, aux Etats-Unis et en Allemagne. C'est donc en France que le mouvement a été le plus spectaculaire. Dans la plupart des pays industrialisés, l'orientation du ratio s'explique par une réduction de la dette des entreprises. Au Japon, le marasme de l'activité économique a maintenu le ratio constant à un niveau élevé, situé non loin du point haut observé dans les pays émergents asiatiques (155% pour la Thaïlande contre 138% pour le Japon en 1996).

L'évolution de ce ratio oppose les pays émergents asiatiques aux pays industrialisés. La rapidité de l'accumulation de la dette dans certains pays asiatiques laisse entrevoir la nature des déséquilibres qui ont fini par ébranler le système financier de cette zone.

Tableau A1 : Ratio dette sur actions (en %)

Pays	Nombre d'entreprises	Production / PIB (en %)	Ratio dette sur actions (en %)				
			1992	1993	1994	1995	1996
Hong Kong	47	7	26	23	33	36	39
Indonésie	122	2	59	54	58	81	92
Corée du Sud	44	14	123	129	127	132	nd
Malaisie	211	21	31	29	38	45	62
Philippines	29	2	81	78	50	49	69
Singapour	92	17	37	34	33	45	58
Taiwan	16	nd	71	73	71	67	65
Thaïlande	173	5	71	81	103	135	155
Amér. latine	21	nd	31	35	34	33	31
Allemagne	232	26	61	67	61	59	58
Etats-Unis	289	28	106	102	97	94	90
France	143	28	141	133	117	112	111
Japon	254	24	136	139	139	135	135

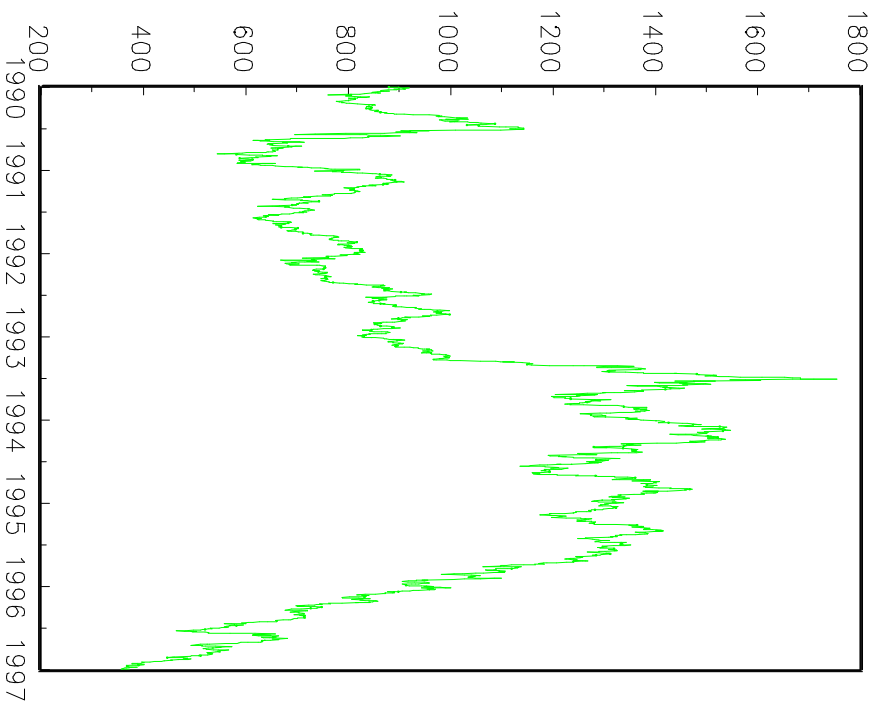
Sources : Financial Times Information's Extel Card Database et calculs de Pomerleano (1998). Il s'agit des entreprises industrielles et des services. La production sur PIB est définie comme la moyenne de cet indicateur sur la période 1992-96. La mention (nd) signifie la non-disponibilité ou la non-significativité des données.

Tableau A2 : Caractéristiques des indices d'Asie du Sud-Est en 1998

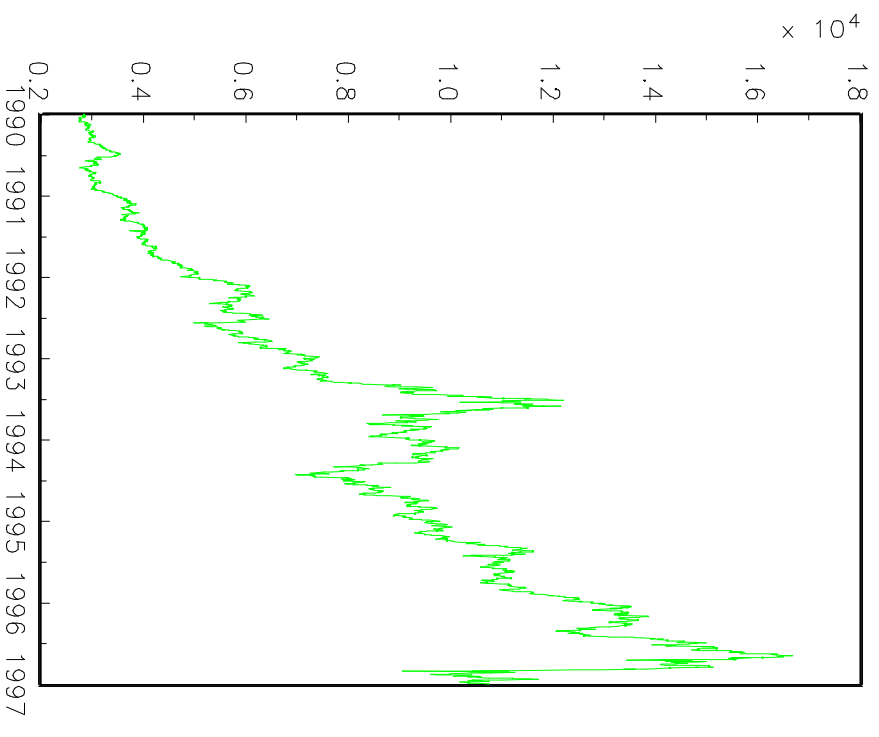
Pays	Nombre d'entreprises	Capitalisation (mds USD)	Indice (décembre)
Hong Kong	33	305,6	9946
Indonésie	ensemble	31,6	404
Corée du Sud	ensemble	49,4	555
Malaisie	100	57,7	529
Philippines	33	22,8	1836
Singapour	55	90,5	1410
Taiwan	ensemble	318,8	6940
Thaïlande	ensemble	27,5	359

Source : Bloomberg.

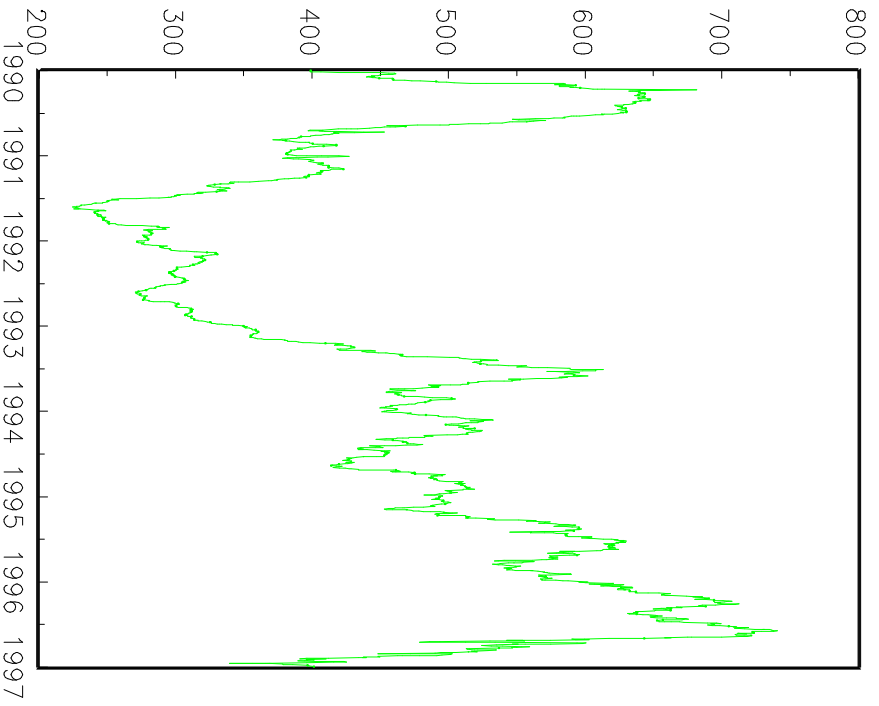
BA : indice



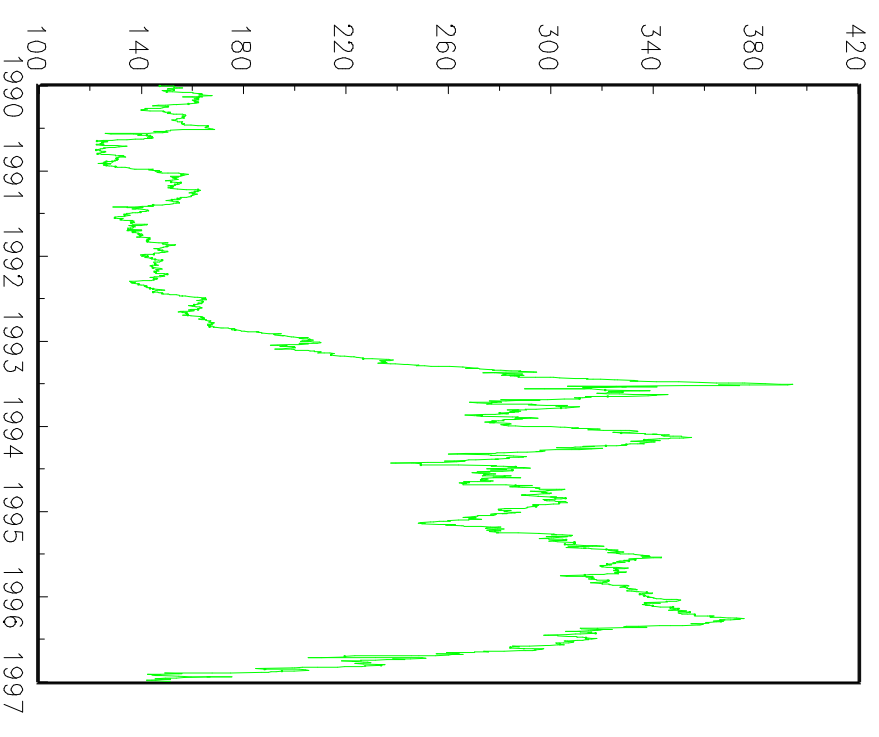
HK : indice

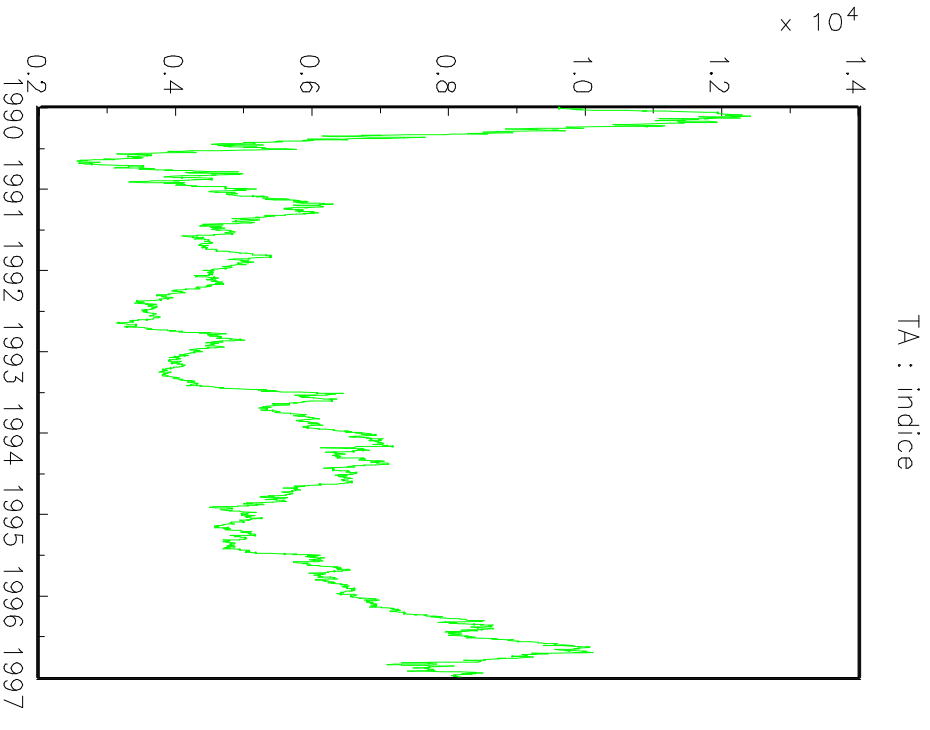
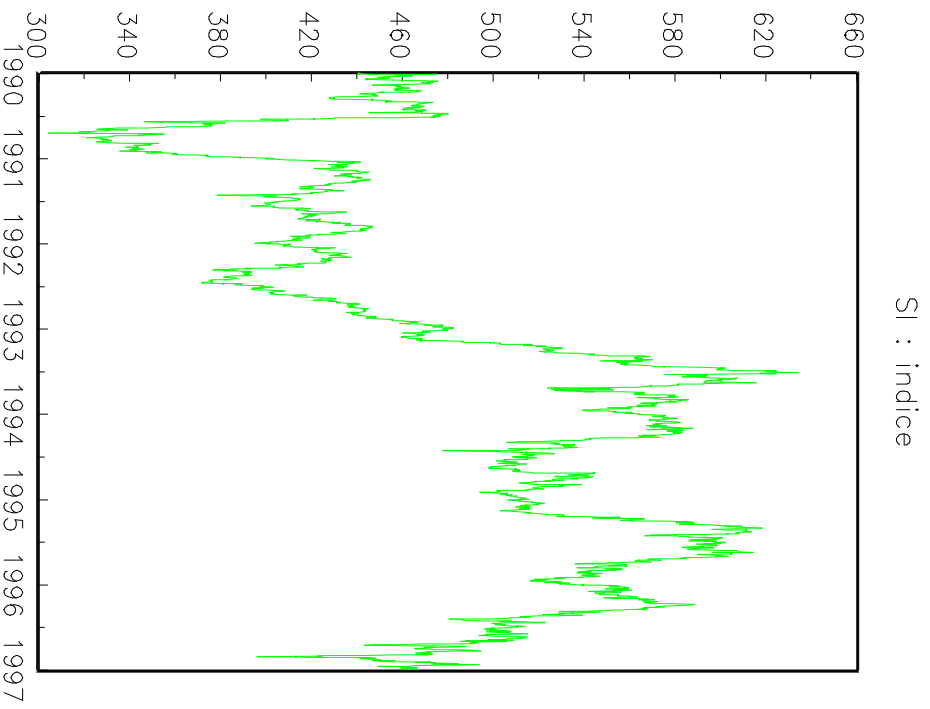
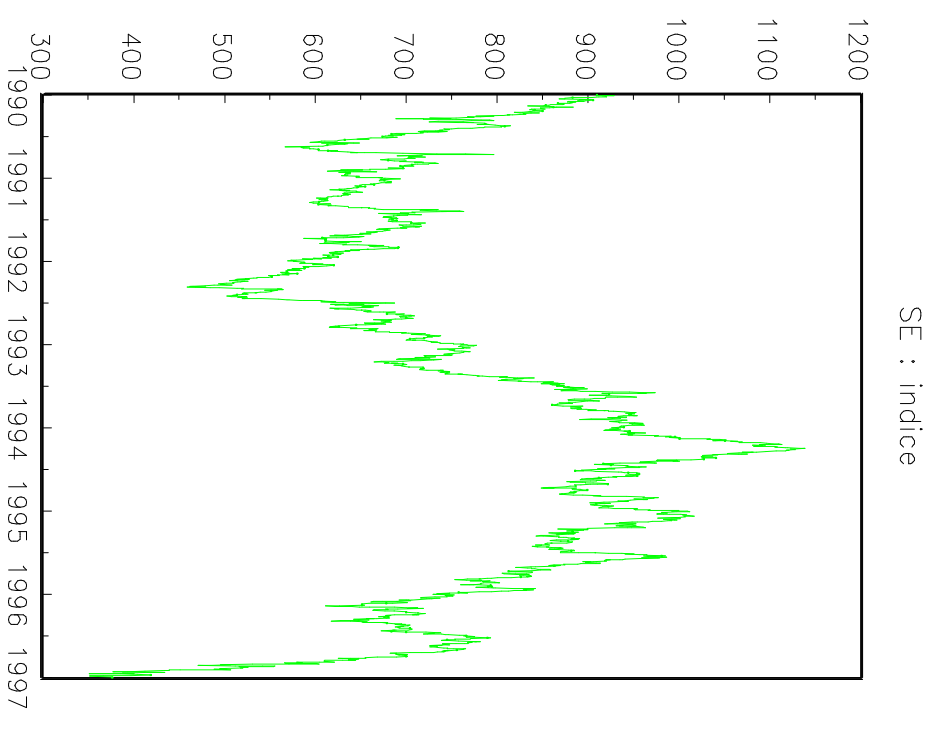
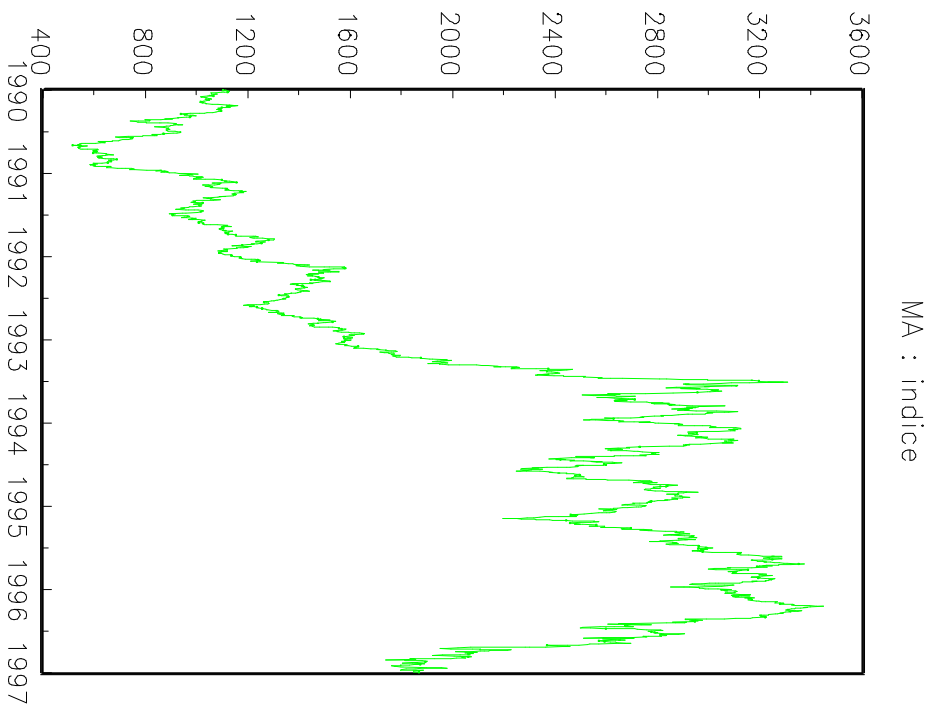


JA : indice

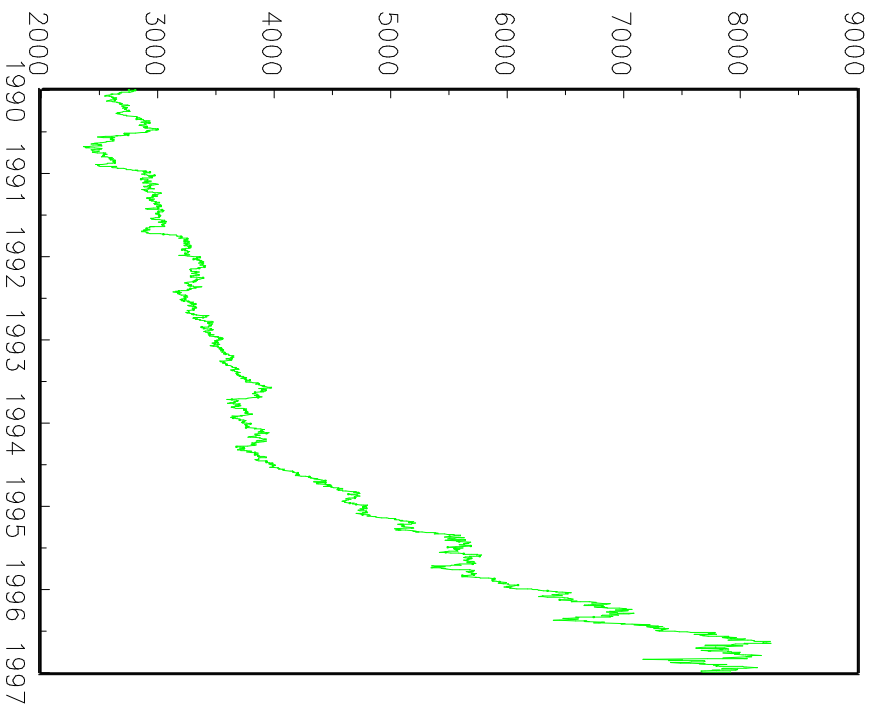


KL : indice

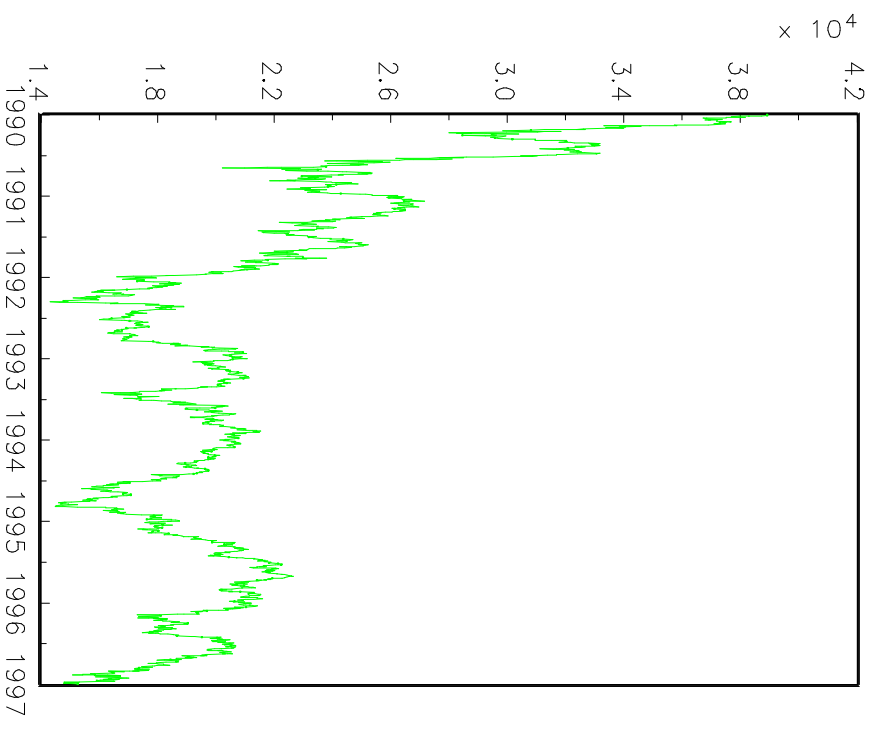




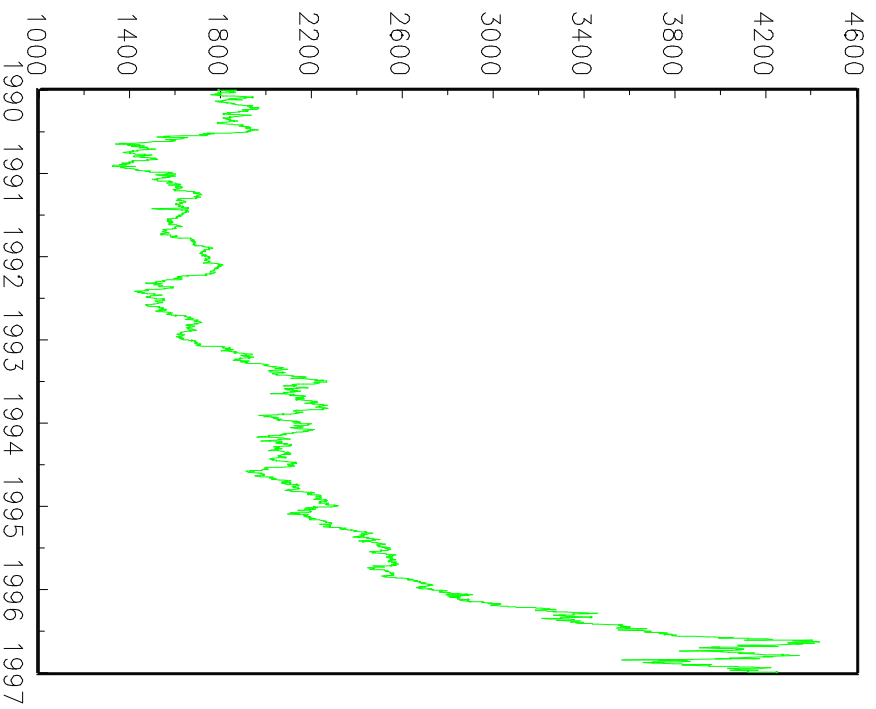
DJ : indice



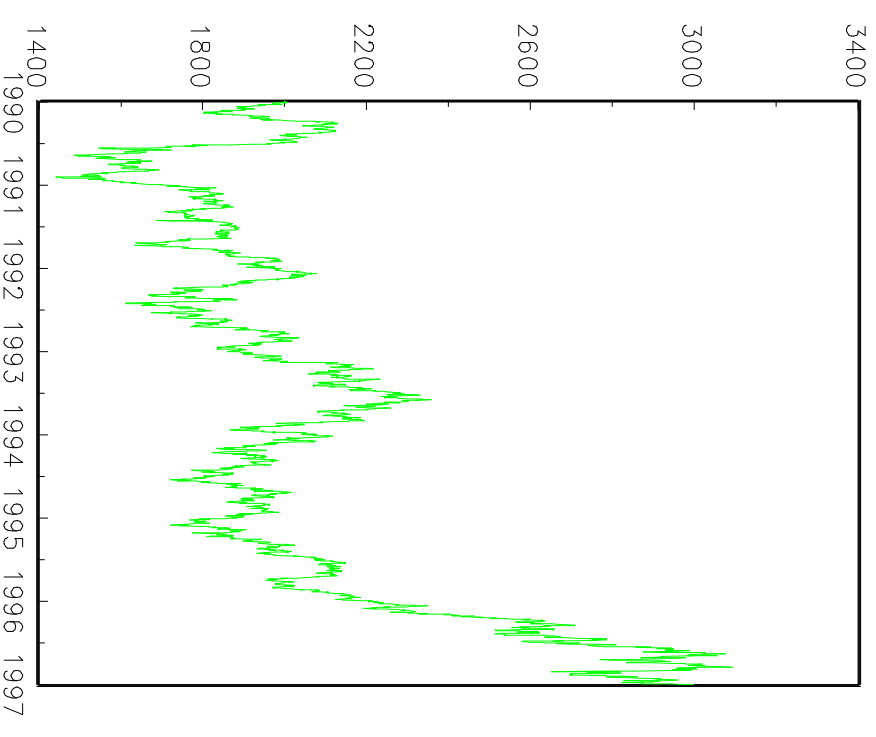
Nikkei : indice



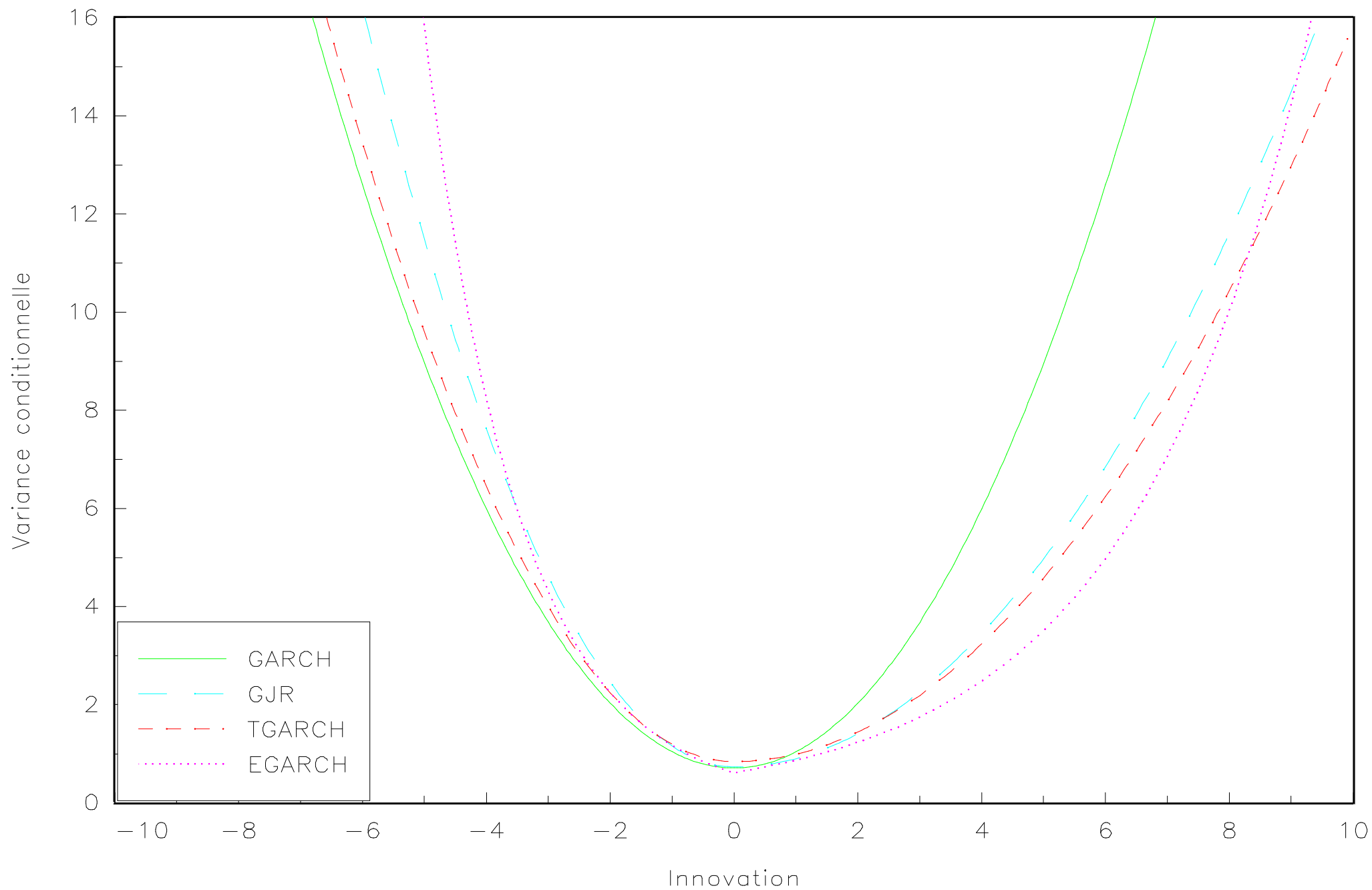
DAX : indice



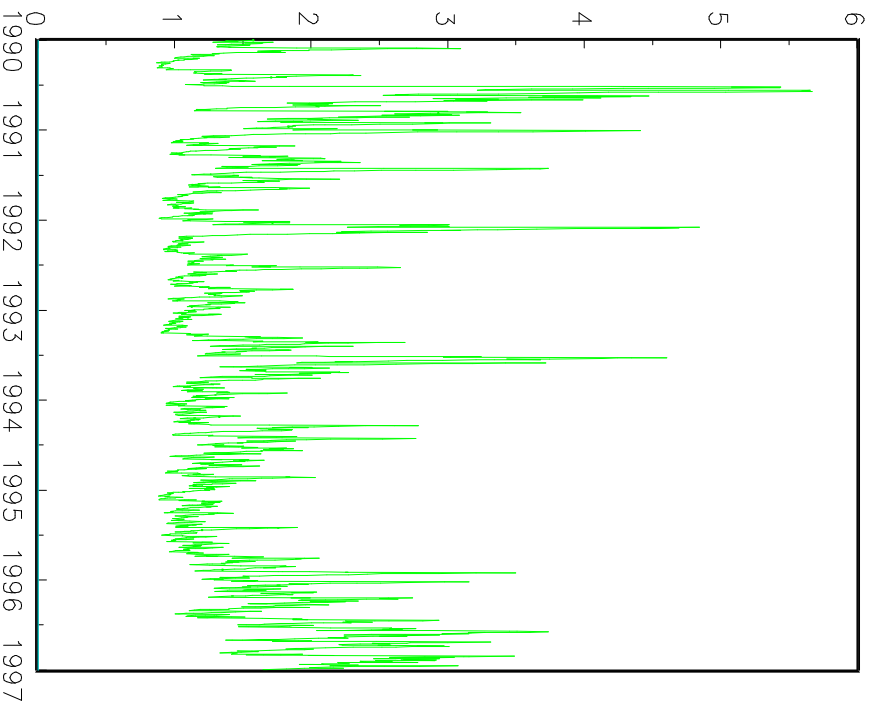
CAC 40 : indice



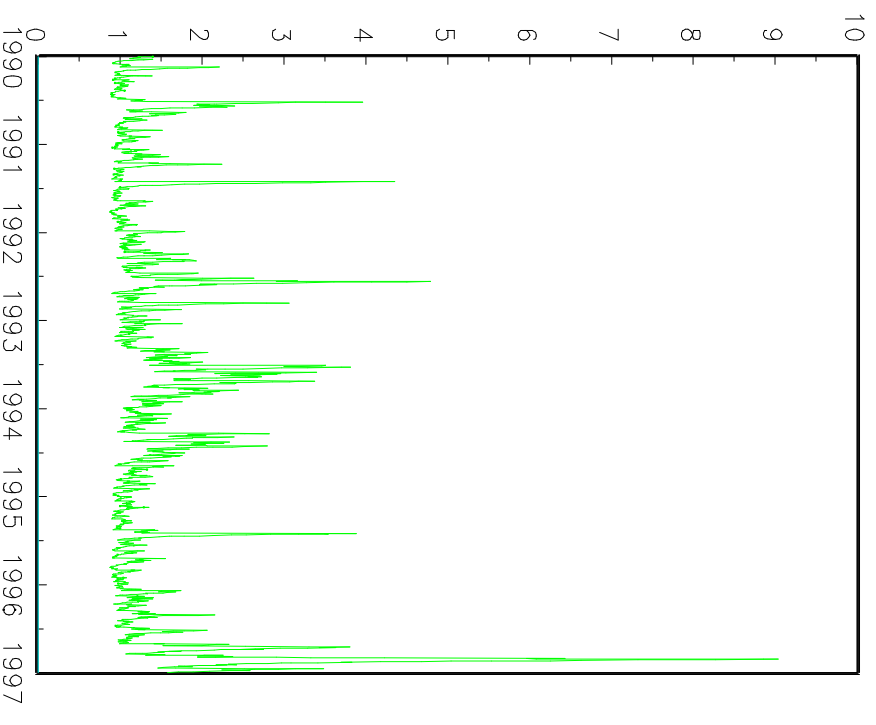
Graphique 2 : Courbe de reponse de la variance conditionnelle



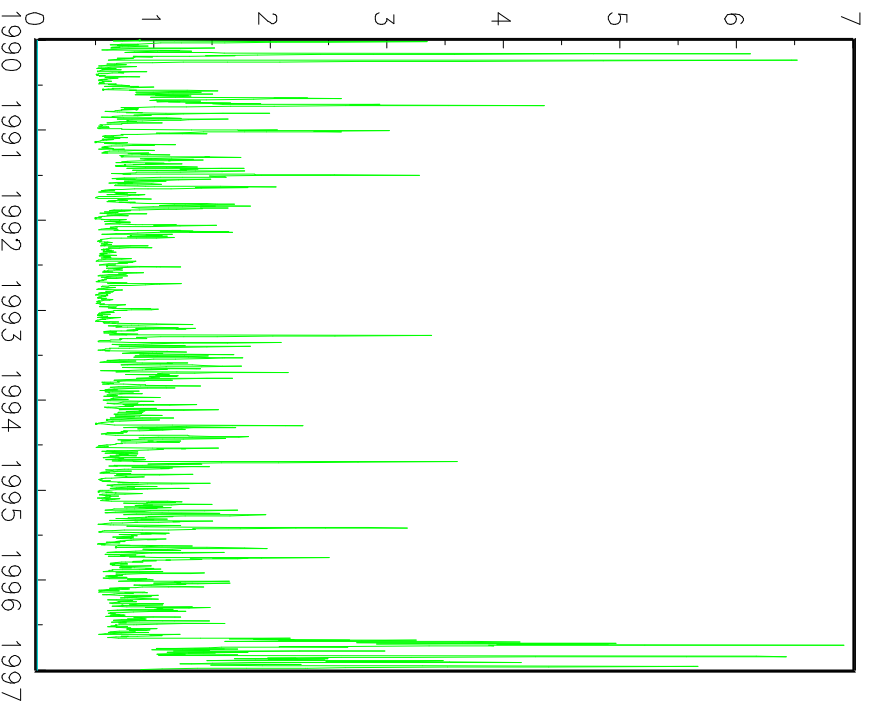
BA : volatiliite estimatee



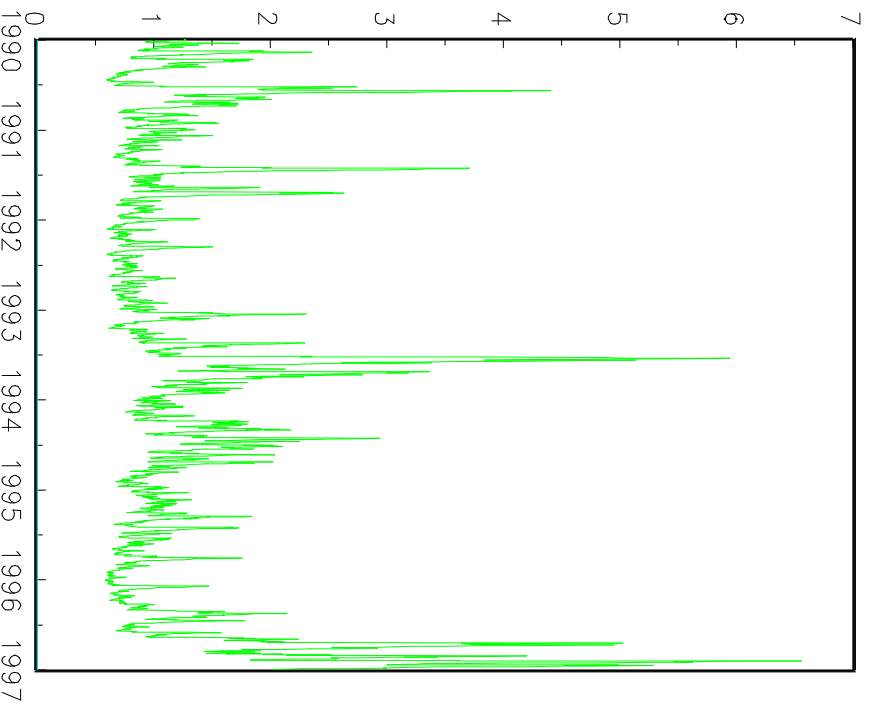
HK : volatiliite estimatee



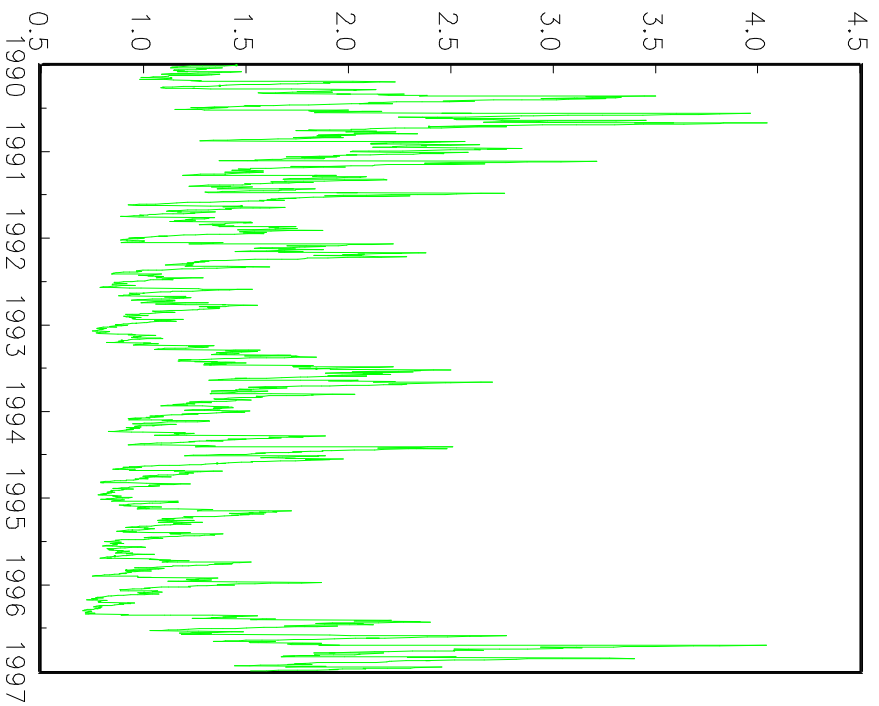
JA : volatiliite estimatee



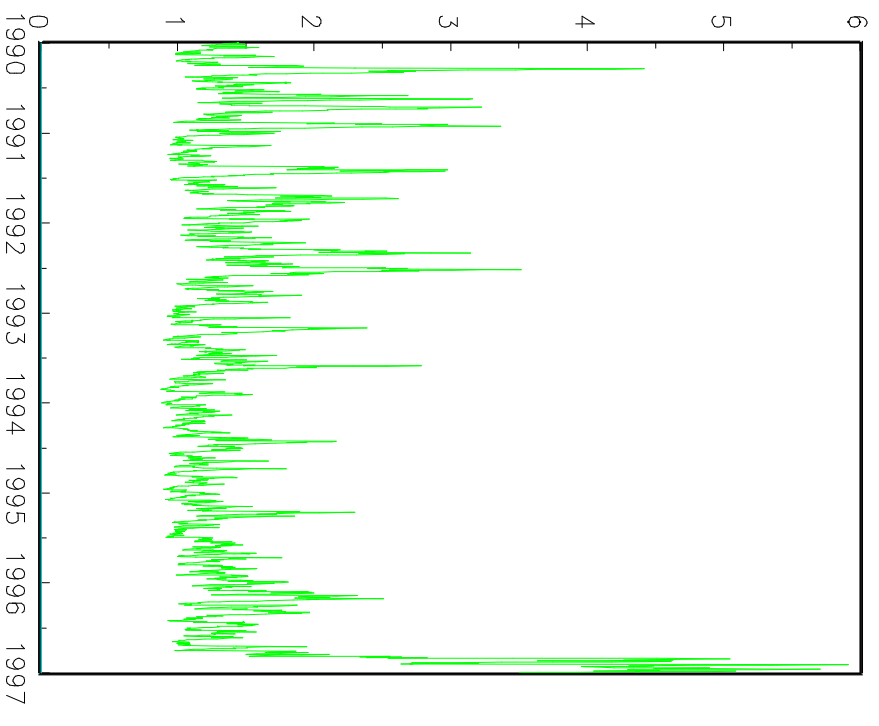
KL : volatiliite estimatee



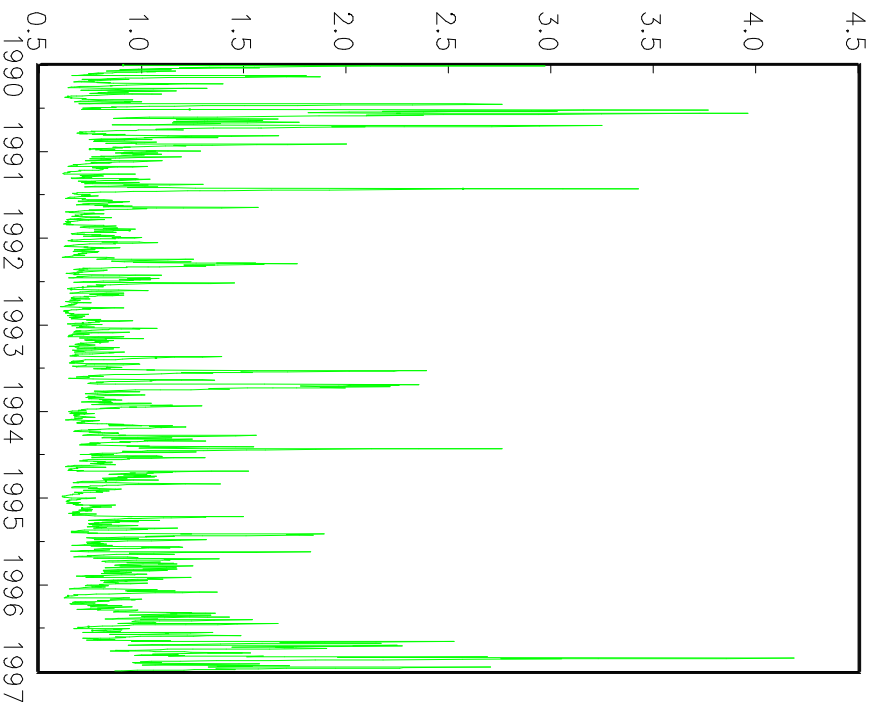
MA : volatiilite estimee



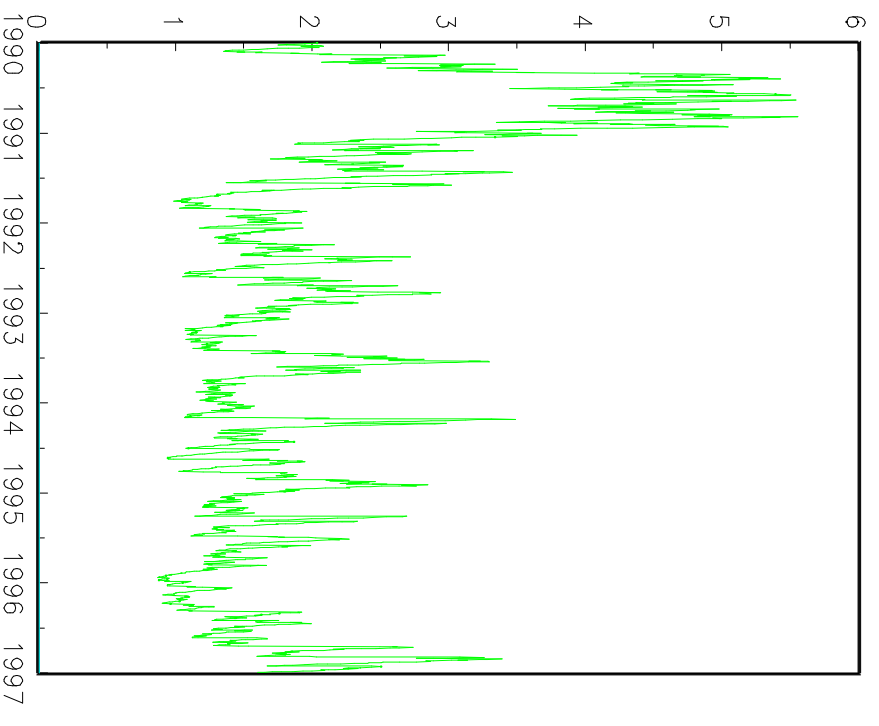
SE : volatiilite estimee



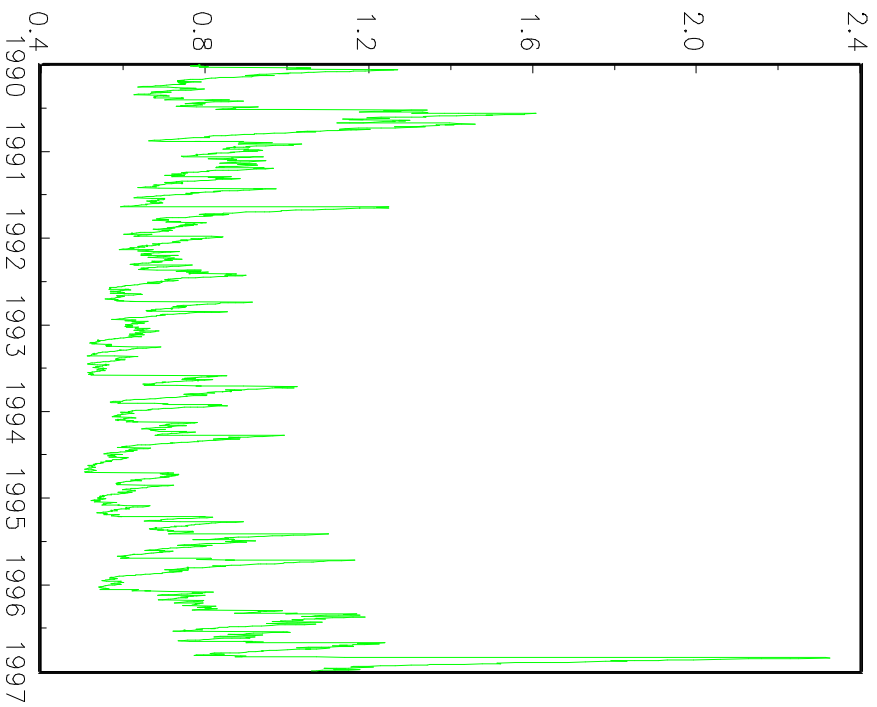
SI : volatiilite estimee



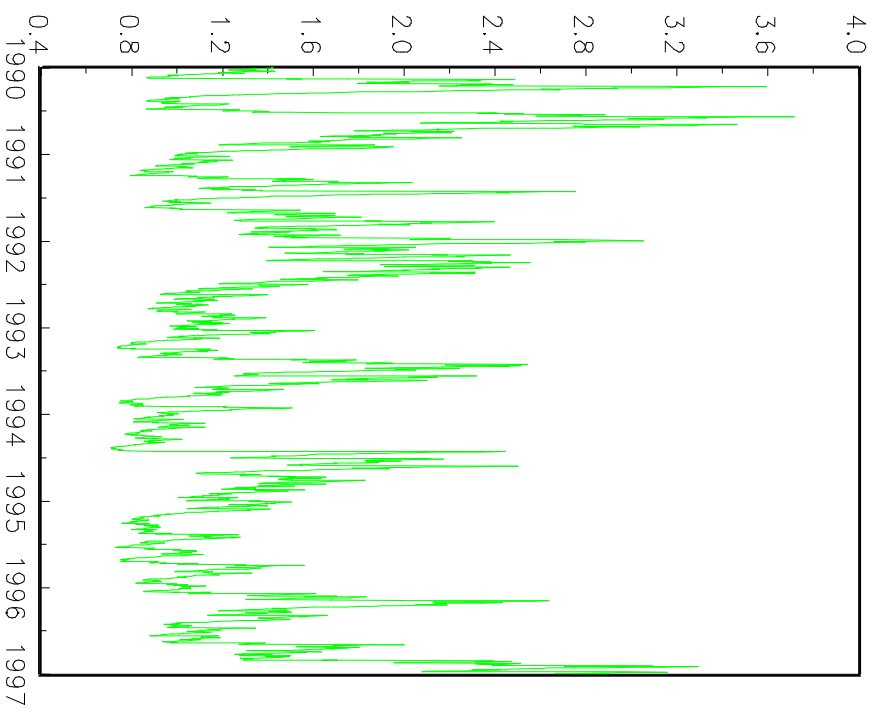
TA : volatiilite estimee



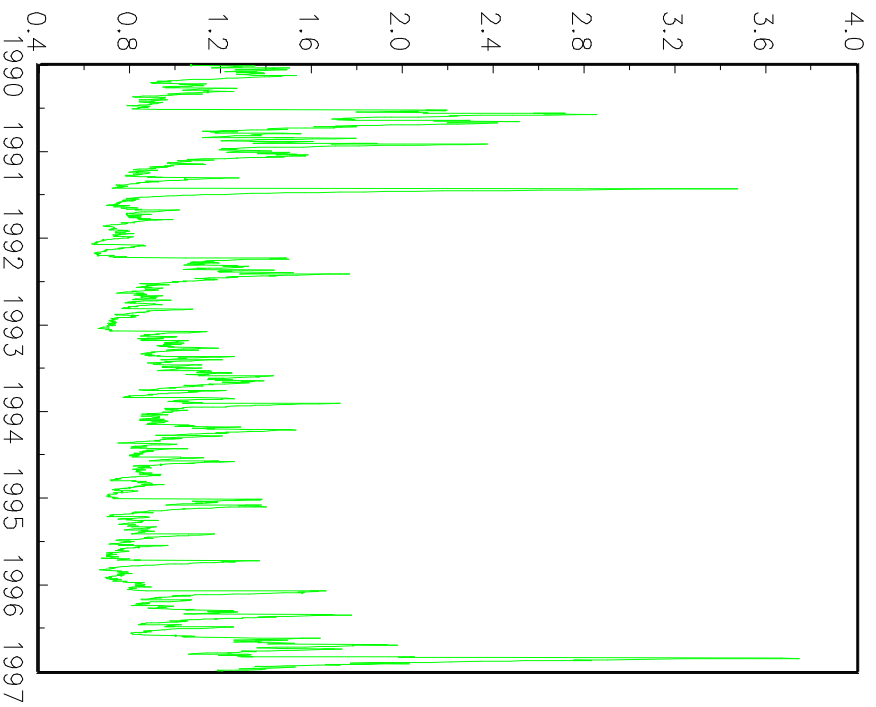
DJ : volatiilite estimee



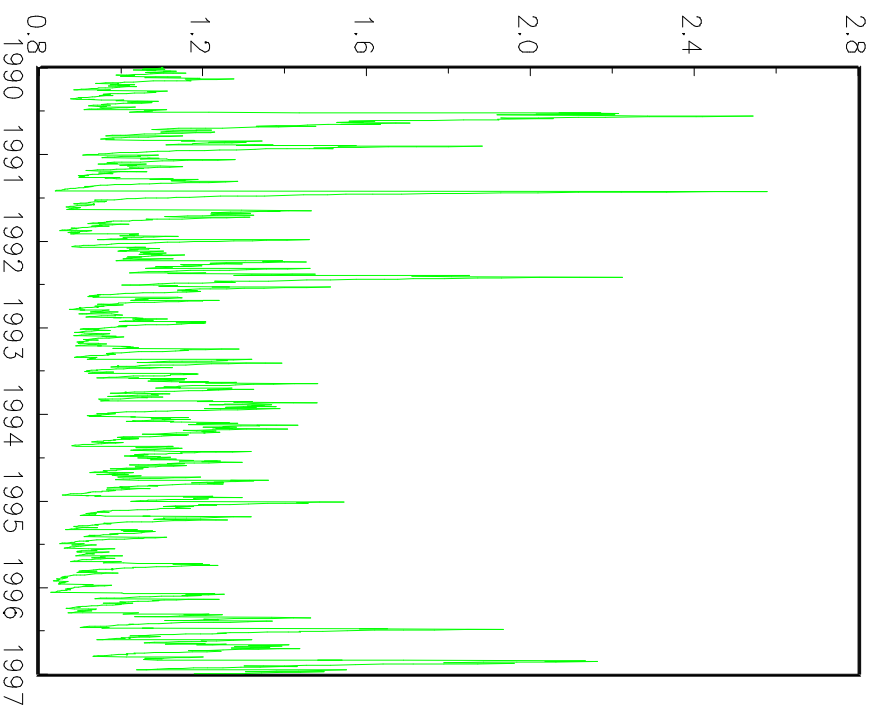
Nikkei : volatiilite estimee



DAX : volatiilite estimee



CAC 40 : volatiilite estimee



Notes d'Études et de Recherche

1. C. Huang and H. Pagès, "Optimal Consumption and Portfolio Policies with an Infinite Horizon: Existence and Convergence," May 1990.
2. C. Bordes, « Variabilité de la vitesse et volatilité de la croissance monétaire le cas français », février 1989.
3. C. Bordes, M. Driscoll and A. Sauviat, "Interpreting the Money-Output Correlation: Money-Real or Real-Real?," May 1989.
4. C. Bordes, D. Goyeau et A. Sauviat, « Taux d'intérêt, marge et rentabilité bancaires: le cas des pays de l'OCDE », mai 1989.
5. B. Bensaid, S. Federbusch et R. Gary-Bobo, « Sur quelques propriétés stratégiques de l'intéressement des salariés dans l'industrie », juin 1989.
6. O. De Bandt, « L'identification des chocs monétaires et financiers en France: une étude empirique », juin 1990.
7. M. Boutillier et S. Dérangère, « Le taux de crédit accordé aux entreprises françaises: coûts opératoires des banques et prime de risque de défaut », juin 1990.
8. M. Boutillier and B. Cabrillac, "Foreign Exchange Markets: Efficiency and Hierarchy," October 1990.
9. O. De Bandt et P. Jacquinet, « Les choix de financement des entreprises en France une modélisation économétrique », octobre 1990 (English version also available on request).
10. B. Bensaid and R. Gary-Bobo, "On Renegotiation of Profit-Sharing Contracts in Industry," July 1989 (English version of NER n° 5).
11. P. G. Garella and Y. Richelle, "Cartel Formation and the Selection of Firms," December 1990.
12. H. Pagès and H. He, "Consumption and Portfolio Decisions with Labor Income and Borrowing Constraints," August 1990.
13. P. Sicsic, « Le franc Poincaré a-t-il été délibérément sous-évalué? », octobre 1991.
14. B. Bensaid and R. Gary-Bobo, "On the Commitment Value of Contracts under Renegotiation Constraints," January 1990 revised November 1990.
15. B. Bensaid, J.-P. Lesne, H. Pagès and J. Scheinkman, "Derivative Asset Pricing with Transaction Costs," May 1991 revised November 1991.
16. C. Monticelli and M.-O. Strauss-Kahn, "European Integration and the Demand for Broad Money," December 1991.
17. J. Henry and M. Phelipot, "The High and Low-Risk Asset Demand of French Households: A Multivariate Analysis," November 1991 revised June 1992.
18. B. Bensaid and P. Garella, "Financing Takeovers under Asymmetric Information," September 1992.

19. A. de Palma and M. Uctum, "Financial Intermediation under Financial Integration and Deregulation," September 1992.
20. A. de Palma, L. Leruth and P. Régibeau, "Partial Compatibility with Network Externalities and Double Purchase," August 1992.
21. A. Frachot, D. Janci and V. Lacoste, "Factor Analysis of the Term Structure: a Probabilistic Approach," November 1992.
22. P. Sicsic et B. Villeneuve, «L'Afflux d'or en France de 1928 à 1934», janvier 1993.
23. M. Jeanblanc-Picqué and R. Avesani, "Impulse Control Method and Exchange Rate," September 1993.
24. A. Frachot and J.-P. Lesne, "Expectations Hypothesis and Stochastic Volatilities," July 1993 revised September 1993.
25. B. Bensaid and A. de Palma, "Spatial Multiproduct Oligopoly," February 1993 revised October 1994.
26. A. de Palma and R. Gary-Bobo, "Credit Contraction in a Model of the Banking Industry," October 1994.
27. P. Jacquinet et F. Mihoubi, «Dynamique et hétérogénéité de l'emploi en déséquilibre», septembre 1995.
28. G. Salmat, « Le retournement conjoncturel de 1992 et 1993 en France une modélisation V.A.R. », octobre 1994.
29. J. Henry and J. Weidmann, "Asymmetry in the EMS Revisited: Evidence from the Causality Analysis of Daily Eurorates," February 1994 revised October 1994.
30. O. De Bandt, "Competition Among Financial Intermediaries and the Risk of Contagious Failures," September 1994 revised January 1995.
31. B. Bensaid et A. de Palma, « Politique monétaire et concurrence bancaire », janvier 1994 révisé en septembre 1995.
32. F. Rosenwald, « Coût du crédit et montant des prêts: une interprétation en terme de canal large du crédit », septembre 1995.
33. G. Cette et S. Mahfouz, « Le partage primaire du revenu: constat descriptif sur longue période », décembre 1995.
34. H. Pagès, "Is there a Premium for Currencies Correlated with Volatility? Some Evidence from Risk Reversals," January 1996.
35. E. Jondeau and R. Ricart, "The Expectations Theory: Tests on French, German and American Euro-rates," June 1996.
36. B. Bensaid et O. De Bandt, « Les stratégies "stop-loss": théorie et application au Contrat Notionnel du Matif », juin 1996.

37. C. Martin et F. Rosenwald, «Le marché des certificats de dépôts. Écart de taux à l'émission : l'influence de la relation émetteurs-souscripteurs initiaux», avril 1996.
38. Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasme - INSEE - OFCE, « Structures et propriétés de cinq modèles macroéconomiques français », juin 1996.
39. F. Rosenwald, «L'influence des montants émis sur le taux des certificats de dépôts», octobre 1996.
40. L. Baumel, « Les crédits mis en place par les banques AFB de 1978 à 1992: une évaluation des montants et des durées initiales », novembre 1996.
41. G. Cette et E. Kremp, « Le passage à une assiette valeur ajoutée pour les cotisations sociales : Une caractérisation des entreprises non financières "gagnantes" et "perdantes" », novembre 1996.
42. S. Avouyi-Dovi, E. Jondeau et C. Lai Tong, «Effets "volume", volatilité et transmissions internationales sur les marchés boursiers dans le G5», avril 1997.
43. E. Jondeau et R. Ricart, « Le contenu en information de la pente des taux Application au cas des titres publics français », juin 1997.
44. B. Bensaid et M. Boutillier, «Le contrat notionnel: Efficience et efficacité», juillet 1997.
45. E. Jondeau et R. Ricart, « La théorie des anticipations de la structure par terme: test à partir des titres publics français », septembre 1997.
46. E. Jondeau, « Représentation VAR et test de la théorie des anticipations de la structure par terme », septembre 1997.
47. E. Jondeau et M. Rockinger, « Estimation et interprétation des densités neutres au risque Une comparaison de méthodes », octobre 1997.
48. L. Baumel et P. Sevestre, « La relation entre le taux de crédits et le coût des ressources bancaires. Modélisation et estimation sur données individuelles de banques », octobre 1997.
49. P. Sevestre, "On the Use of Banks Balance Sheet Data in LoanMarket Studies : A Note," October 1997.
50. P.-C. Hautcoeur et P. Sicsic, "Threat of a Capital Levy, Expected Devaluation and Interest Rates in France during the Interwar Period," January 1998.
51. P. Jacquinot, «L'inflation sous-jacente à partir d'une approche structurelle des VAR: une application à la France, à l'Allemagne et au Royaume-Uni», janvier 1998.
52. C. Bruneau et O. De Bandt, « La modélisation VAR structurel: application à la politique monétaire en France », janvier 1998.
53. C. Bruneau et E. Jondeau, "Long-Run Causality, with an Application to International Links between Long-Term Interest Rates," June 1998.
54. S. Coutant, E. Jondeau et M. Rockinger, "Reading Interest Rate and Bond Futures Options' Smiles: How PIBOR and Notional Operators Appreciated the 1997 French Snap Election," June 1998.

55. E. Jondeau et F. Sédillot, «La prévision des taux longs français et allemands à partir d'un modèle à anticipations rationnelles», juin 1998.
56. E. Jondeau et M. Rockinger, "Estimating Gram-Charlier Expansions with Positivity Constraints," January 1999.
57. S. Avouyi-Dovi et E. Jondeau, "Interest Rate Transmission and Volatility Transmission along the Yield Curve," January 1999.
58. S. Avouyi-Dovi et E. Jondeau, «La modélisation de la volatilité des bourses asiatiques», janvier 1999.

Pour tous commentaires ou demandes sur les Notes d'Études et de Recherche, contacter la bibliothèque du Centre de recherche à l'adresse suivante:

For any comment or enquiries on the Notes d'Études et de Recherche, contact the library of the Centre de recherche at the following address:

BANQUE DE FRANCE
41.1391 - Centre de recherche
75 049 Paris CEDEX
tél : 01 42 92 49 59