ADRES
GENES

Les modèles ARCH en finance: Un point sur la théorie et les résultats empiriques
Author(s): Tim Bollerslev, Ray Y. Chou, Narayanan Jayaraman and Kenneth F. Kroner
Source: *Annales d'Économie et de Statistique,* No. 24 (Oct. - Dec., 1991), pp. 1-59
Published by: GENES on behalf of ADRES
Stable URL: http://www.jstor.org/stable/20075842
Accessed: 18-08-2017 14:46 UTC

JSTOR is a not-for-profit service that helps scholars, researchers, and students discover, use, and build upon a wide range of content in a trusted digital archive. We use information technology and tools to increase productivity and facilitate new forms of scholarship. For more information about JSTOR, please contact support@jstor.org.

Your use of the JSTOR archive indicates your acceptance of the Terms & Conditions of Use, available at http://about.jstor.org/terms

*ADRES, GENES* are collaborating with JSTOR to digitize, preserve and extend access to *Annales d'Économie et de Statistique*

This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

ANNALES D'ÉCONOMIE ET DE STATISTIQUE. – N° 24 — 1991

# Les modèles ARCH en finance : un point sur la théorie et les résultats empiriques

**Tim BOLLERSLEV, Ray Y. CHOU, Narayanan JAYARAMAN, Kenneth F. KRONER ***

**RÉSUMÉ.** – Bien que les changements de volatilité des données de prix spéculatifs aient été perçus depuis longtemps, ce n'est que depuis peu de temps que les chercheurs ont admis l'importance d'une modélisation explicite des moments du second ordre variables au cours du temps. La plupart des études empiriques actuelles utilisent le modèle d'Hétéroscédasticité Conditionnelle Autorégressive (ARCH en anglais) introduit par Engle en 1982. Cet article présente un panorama des développements concernant la formulation de ces modèles ARCH et une revue de la littérature empirique des applications aux séries financières. On y propose également quelques suggestions pour les recherches futures : qu'il s'agisse de la théorie d'évaluation des actifs (APT), de la modélisation des microstructures des marchés et des mécanismes de transmission de l'information, de l'analyse des stratégies de couverture ou du pricing des actifs dérivés d'un autre actif.

## ARCH Modeling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence

**ABSTRACT.** – Although volatility clustering has a long history as a salient empirical regularity characterizing high frequency speculative prices, it was not until recently that applied researchers in finance have recognized the importance of explicitly modeling time varying second order moments. Instrumental in most of these empirical studies has been the Autoregressive Conditionnal Heteroskedasticity (ARCH) model introduced by Engle (1982). This paper contains an overview of some of the developments in the formulations of ARCH models and a survey of numerous empirical applications using financial data. Several suggestions for future research, including the implementation and tests of competing asset pricing theories, market microstructure models, information transmission mechanisms, dynamic hedging strategies and the pricing of derivative assets, are also discussed.

* T. BOLLERSLEV : Northwestern University; R. Y. CHOU : Georgia Tech; N. JAYARAMAN : Georgia Tech, University of Pittsburgh; K. F. KRONER : University of Arizona. Cet article est paru dans *Journal of Econometrics,* Vol. 51, et a été traduit en français par Philippe Gudin de Vallerin.

This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

# 1 Introduction

L'incertitude joue un rôle central dans la plupart des problèmes abordés par la théorie financière. Les diverses théories d'évaluation des actifs financiers définissent la prime de risque par la covariance entre le rendement futur de l'actif et celui d'un ou de plusieurs portefeuilles de références; par exemple le portefeuille de marché ou le taux de croissance de la consommation. Dans le cadre des problèmes d'évaluation d'options, l'incertitude associée au prix futur de l'actif sous-jacent est le déterminant le plus important dans la formation des prix. Lorsque l'on construit des portefeuilles d'arbitrage, on accorde également un rôle important aux valeurs futures des variances et covariances conditionnelles des différents actifs en présence.

Depuis longtemps déjà, on sait que l'incertitude portant sur les prix spéculatifs varie au cours du temps (cf. MANDELBROT [1963] et FAMA [1965]). Cependant, ce n'est que depuis peu que les études appliquées en finance et en économie monétaire utilisent explicitement des modélisations de séries temporelles faisant intervenir des moments du second ordre ou d'ordre supérieur variables. L'un des outils les plus intéressants apparu pour caractériser de telles variances variables a été introduit par ENGLE [1982] : il s'agit de l'hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive (ARCH en anglais), et de ses nombreuses extensions. Depuis l'introduction des modèles ARCH, des centaines de travaux de recherche se sont attachés à appliquer ce type de modélisation à des séries financières. Dans ce papier, nous proposons une revue de la littérature sur les études que nous considérons comme étant les plus importantes et les plus prometteuses pour la formulation des modèles de type ARCH et pour leurs applications à la modélisation des prix spéculatifs. Plusieurs thèmes pouvant donner lieu à des recherches futures en finance empirique sont également examinés. Le plan de ce papier est le suivant : dans la section 2, nous commençons par donner un aperçu rapide de quelques développments théoriques importants pour la paramétrisation et l'estimation des modèles de type ARCH; puis dans la section 3, nous présentons les applications au traitement des données de taux de rendement. Les sections 4 et 5 concernent respectivement la modélisation des taux d'intérêt et des taux de change. Une bibliographe détaillée est donnée à la fin de l'article.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

# 2 Modèles ARCH

Comme dans le papier fondateur d'ENGLE [1982] nous nous rapporterons à un processus stochastique en temps discret $(\varepsilon_t)$ de la forme :

$$\varepsilon_t = z_t \sigma_t \tag{1}$$

$$z_t \text{ i.i.d. } \mathrm{E}(z_t) = 0 \; \mathrm{Var}(z_t) = 1 \tag{2}$$

où $\sigma_t$ est une fonction non constante mesurable positive de l'information disponible à la date $t-1$. Pour l'instant, $\varepsilon_t$ est un processus univarié, mais le passage au cadre multivarié est immédiat comme nous le verrons plus loin. Par définition, $\varepsilon_t$ est un processus non corrélé de moyenne nulle mais dont la variance conditionnelle qui vaut $\sigma_t^2$ peut varier au cours du temps. Dans la plupart des applications, $\varepsilon_t$ correspondra à l'innovation d'un autre processus stochastique $(y_t)$ tel que :

$$y_t = g(x_{t-1}; b) + \varepsilon_t \tag{3}$$

où $g(x_{t-1}; b)$ représente une fonction de $x_{t-1}$ et d'un vecteur de paramètres $b$, $x_{t-1}$ appartenant à l'ensemble d'information disponible à la date $t-1$. Pour simplifier l'exposition, nous supposerons presque toujours par la suite que $(\varepsilon_t)$ est lui-même observable.

Soit $f(z_t)$ la fonction densité du processus $z_t$ et soit $\theta$ le vecteur des paramètres inconnus du modèle. D'après la décomposition des erreurs de prévision, la fonction log-vraisemblance de l'échantillon $\varepsilon_T, \varepsilon_{T-1}, \ldots, \varepsilon_1$ s'écrit, sans les conditions initiales, [1]

$$\mathrm{L}(\theta) = \sum_{t=1}^{T} [\log f(\varepsilon_t \sigma_t^{-1}) - \log \sigma_t] \tag{4}$$

Le second terme intervenant dans la somme est un terme Jacobien qui apparaît dans la transformation de $z_t$ en $\varepsilon_t$. On peut remarquer que (4) définit aussi la log-vraisemblance de l'échantillon $y_T, y_{T-1}, \ldots, y_1$ donné par (3). Étant donnée une représentation paramétrique pour $f(z_t)$, on peut obtenir directement à partir de (4) un estimateur du maximum de vraisemblance pour les paramètres d'intérêt en utilisant diverses techniques d'optimisation numérique.

La formulation des équations (1) et (2) est extrêmement générale et autorise une grande variété de modèles possibles. Cependant, la théorie économique expliquant les variations temporelles de la variance conditionnelle est extrêmement limitée. Par conséquent, dans le reste de cette section nous nous concentrerons sur quelques-unes des meilleures modélisations qui

1. Tout au long de l'article, on supprimera la dépendance de $\varepsilon_t$ et $\sigma_t$ en $\theta$ pour des raisons de clarté des notations.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

ont été développées pour représenter les variations de $\sigma_t$. Ces modèles ressemblent beaucoup à ceux développés au début des années soixante dix pour décrire les moments conditionnels du premier ordre : ils s'attachent cette fois à décrire les moments conditionnels du second ordre. De la même façon que les techniques de type séries temporelles pour décrire la moyenne conditionnelle dans la construction des modèles économétriques structurels ont conduit à une compréhension plus riche et plus profonde des dynamiques sous-jacentes, des résultats analogues ont déjà commencé à être observés pour la modélisation des variances et covariances conditionnelles.

## 2.1. Le modèle ARCH *(q)* linéaire

Une paramétrisation possible pour $\sigma_t$ a été suggérée par ENGLE [1982] dans son papier fondateur : on peut exprimer $\sigma_t^2$ linéairement en fonction des carrés des valeurs passées du processus :

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 = \omega + \alpha(L)\,\varepsilon_t^2 \tag{5}$$

où $\omega > 0$ et $\alpha_i \geqslant 0$ pour tout $i$, L étant l'opérateur retard. Ce modèle est connu sous le nom de modèle ARCH $(q)$ linéaire. Sur les données financières, il permet de prendre en compte les regroupements de volatilité, *i.e.* les fortes (faibles) variations de prix sont suivies par d'autres fortes (faibles) variations des prix, mais dont le signe n'est pas prévisible. Afin de réduire le nombre de paramètres et d'assurer une décroissance de l'effet des chocs les plus éloignés dans le passé, on a souvent imposé au début une structure de retard *ad hoc* décroissants linéairement, par exemple $\alpha_i = \alpha \dfrac{q+1-i}{q(q+1)}$ comme dans ENGLE [1982, 1983].

Si $z_t$ admet une distribution gaussienne, la densité conditionnelle qui intervient dans la fonction de vraisemblance (4) peut s'écrire :

$$\log f(\varepsilon_t \sigma_t^{-1}) = -5 \log 2\pi - 5\,\varepsilon_t^2\,\sigma_t^{-2} \tag{6}$$

Dans les papiers d'ENGLE [1982] et PANTULA [1985], on peut trouver une discussion sur les procédures d'estimation basées sur la méthode du maximum de vraisemblance dans le cas où la distribution est normale. Bien que la fonction de vraisemblance soit fortement non linéaire en les paramètres, on peut utiliser un simple algorithme du score pour estimer le modèle ARCH $(q)$ linéaire défini par (5). En outre, un test du multiplicateur de Lagrange (LM) de $\alpha_1 = \ldots \alpha_q = 0$ peut être effectué en se basant sur la statistique $TR^2$ obtenue en effectuant la régression de $\varepsilon_t^2$ sur $\varepsilon_{t-1}^2 \ldots \varepsilon_{t-q}^2$, T étant la taille de l'échantillon. Ce test reste toujours valable lorsque l'on utilise des estimations convergentes des résidus du modèle (3). Les tests standards de corrélations temporelles du processus $(\varepsilon_t)$ basés sur la structure des autocorrélations comme le test portmanteau de LJUNG et BOX [1978] peuvent constituer une procédure de test alternative asymptotiquement équivalente. Enfin, GRÉGORY [1989] suggère un test non paramétrique pour l'effet ARCH $(q)$ dérivé d'une approximation d'une chaîne de Markov à



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

états finis, et ROBINSON [1990] propose un test LM dans le cadre d'un modèle conditionnellement hétéroscédastique très général. Les propriétés de ces estimateurs et de ces procédures de tests dans le cadre d'échantillons de petite taille ont été étudiées par ENGLE, HENDRY et TRUMBLE [1985], DIEBOLD et PAULY [1989], BOLLERSLEV et WOOLDRIDGE [1990] et GREGORY [1989].

Il est intéressant de noter que pour des échantillons de faible taille, les estimateurs $\alpha_1, \ldots, \alpha_q$ sont biaisés vers le bas comme c'est le cas pour les estimateurs des paramètres dans un modèle autorégressif en moyenne.

Les modèles de type ARCH peuvent également être estimés directement par la méthode des moments généralisée (GMM en anglais) : l'idée d'utiliser cette procédure et sa mise en œuvre sont dues à MARK [1988], BODURTHA et MARK [1988], GLOSTEN, JAGANNATHAN et RUNKLE [1989], SIMON [1989], et RICH, RAYMOND et BUTLER [1990 *a*, 1990 *b*]. HARVEY [1989] et FERSON [1989] ont également utilisé cette méthode dans un contexte relativement proche. Il serait maintenant intéressant de comparer l'efficacité de ces trois méthodes d'estimation : maximum de vraisemblance, quasi maximum de vraisemblance et méthode des moments généralisée utilisant tel ou tel ensemble d'instruments. Un ensemble de papiers de GEWEKE [1988, 1989 *a*, 1989 *b*] développe des procédures d'inférence bayésienne dans les modèles ARCH en utilisant des méthodes de Monte-Carlo pour déterminer la distribution exacte *a posteriori*.

On peut donner une représentation équivalente au modèle (1), (2) et (5) en écrivant le modèle à coefficients variables suivant :

$$\varepsilon_t = w_t + \sum_{i=1}^{q} a_{ti}\, \varepsilon_{t-i}$$

où $w_t$, $a_{t1} \ldots a_{tq}$ sont iid de moyenne nulle et de variances respectives $\omega$, $\alpha_1 \ldots \alpha_q$. Ce lien entre la classe des modèles à coefficients variables et celle des modèles ARCH ($q$) linéaires a été étudié par TSAY [1987], BERA et LEE [1988 *a*, 1988 *b*, 1989], KIM et NELSON [1989], WOLFF [1989] et CHEUNG et PAULY [1990]. De même, WEISS [1986 *b*], et HIGGINS et BERA [1989 *a*] ont effectué une comparaison avec la classe des modèles de séries temporelles bilinéaires.

## 2.2. Le modèle GARCH *(p, q)* linéaire

Il est souvent nécessaire en pratique lorsque l'on tente d'identifier un modèle ARCH ($q$) linéaire, de retenir un grand nombre $q$ de retards. Les modèles ARCH généralisés ou GARCH (BOLLERSLEV [1986]) [2] présentent une solution alternative qui a l'avantage de retenir une structure de retards plus souple.

---

2. Le modèle GARCH (1, 1) élémentaire a été proposé indépendemment par TAYLOR [1986].



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

On écrit cette fois :

$$(7) \qquad \sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \sigma_{t-i}^2 = \omega + \alpha(L)\varepsilon_t^2 + \beta(L)\sigma_t^2$$

Pour que le processus soit bien défini, il faut que tous les paramètres de la représentation $AR(\infty)\ \sigma_t^2 = \phi(L)\varepsilon_t^2 = (1-\beta(L))^{-1}\alpha(L)\varepsilon_t^2$ soient non négatifs, on suppose que les racines du polynôme $\beta(\lambda)-1$ se trouvent à l'extérieur du disque unité; on peut consulter à ce sujet NELSON [1990 *e*] et DROST et NIJMAN [1990]. Dans le cas d'un GARCH (1, 1), ceci revient à assurer que $\alpha_1$ et $\beta_1$ sont positifs ou nuls. On conclut aussi que pour que $(\varepsilon_t)$ soit stationnaire en covariance, il faut et il suffit que l'on ait $\alpha(1)+\beta(1)<1$. [3] Bien entendu, dans ces conditions, le modèle GARCH $(p, q)$ est équivalent à un modèle ARCH linéaire d'ordre infini, dont les paramètres décroissent de façon géométrique.

La plupart des modèles de la finance moderne s'inscrivent dans un cadre d'équations différentielles stochastiques en temps continu, alors que les données financières sont disponibles sous forme de séries à intervalles de temps discrets. NELSON [1990 *b*] s'est penché sur ce décalage apparent entre les modèles ARCH dont la motivation est basée sur l'observation des données discrètes et la théorie économique sous-jacente qui se fonde sur le temps continu; il a montré que le modèle GARCH (1, 1) en temps discret convergeait vers un modèle de diffusion en temps continu lorsque l'amplitude de l'intervalle de temps élémentaire tendait vers zéro. [4] De même, NELSON [1990 *d*] montre que si le vrai modèle est un modèle de diffusion sans saut, alors les variances en temps discret sont estimées de façon convergente par une moyenne pondérée des résidus passés comme dans la formulation GARCH (1, 1). BROCK, HSIEH et LE BARON [1990] proposent une autre raison possible pour expliquer le succès des modèles GARCH $(p, q)$ lorsque l'on cherche à estimer des variances conditionnelles. Ils montrent que si $\varepsilon_t^2$ est linéaire au sens de PRIESTLEY [1981] la représentation GARCH $(p, q)$ peut être considérée comme une approximation parcimonieuse d'une possible représentation de Wold infinie de $\varepsilon_t^2$.

Alors que l'agrégation temporelle de la moyenne conditionnelle dans les modèles ARMA usuels est immédiate, elle est beaucoup moins évidente dans les modèles ARCH. Cependant DROST et NIJMAN [1990] montrent dans un papier récent que la classe des modèles GARCH $(p, q)$ est fermée par l'agrégation temporelle, en utilisant une définition de topologie appropriée en terme de meilleure projection linéaire. De même, en utilisant un argument de type théorème central limite, DIEBOLD [1986 *b*, 1988] montre que lorsqu'on l'agrège, une martingale avec erreurs ARCH, converge vers une loi normale.

---

3. Dans un papier intéressant, HANSEN [1990] donne des conditions suffisantes pour une dépendance entre dates proches et propose une application de la théorie asymptotique standard dans un modèle GARCH (1, 1).
4. Voir aussi la comparaison de TAYLOR [1990 *a*] des propriétés statistiques entre un GARCH (1, 1) et un modèle de variables aléatoires autorégressives (ARV) basé sur des diffusions.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

## 2.3. **Densités conditionnelles non normales**

De même que l'on observe le regroupement des données financières selon leur volatilité lorsque les fréquences d'observation sont élevées, on constate souvent que les distributions non conditionnelles des prix ou des rendements présentent des queues plus larges que les distributions normales : voir MANDELBROT [1963] et FAMA [1965]. La distribution non conditionnelle d'un processus $\varepsilon_t$ dans le modèle GARCH $(p, q)$ donné par (1), (2), (6) et (7) avec erreurs conditionnellement normales présente de plus larges queues de distribution que des gaussiennes (voir MILHØJ [1985] et BOLLERSLEV [1986]); cependant, pour de nombreuses séries financières, une telle représentation ne prend pas en compte l'aspect leptokurtique que l'on observe lorsque l'on étudie les résidus estimés réduits $\hat{z}_t = \hat{\varepsilon}_t \hat{\sigma}_t^{-1}$. [5]

Après WHITE [1982], WEISS [1984, 1986*a*] a proposé des estimateurs des paramètres de la moyenne conditionnelle et des fonctions de variances qui sont robustes lorsque l'on s'écarte de la normalité. BOLLERSLEV et WOOLDRIDGE [1990] présentent une méthode d'estimation convergente de cette matrice de variance-covariance robuste dans un cadre ARCH et qui ne nécessite que le calcul des dérivées premières, ainsi qu'une illustration des propriétés de cet estimateur pour des échantillons de petite taille et des propriétés de robustesse du test du multiplicateur de Lagrange basé sur $TR^2$ [dans WOOLDRIDGE [1988*a*, 1988*b*]. Il y est prouvé que les écarts types usuels basés sur le produit extérieur du quasi-gradient obtenu sous l'hypothèse de normalité conditionnelle tendent à sous-estimer les vrais écarts types dans l'équation de variance conditionnelle lorsqu'il y a leptokurticité conditionnelle. Ces idées sont également présentées de façon empirique dans BAILLIE et BOLLERSLEV [1990*b*]. [6]

Bien que les procédures basées sur le quasi maximum de vraisemblance soient immédiates, on préfère souvent utiliser les estimations efficaces données par le maximum de vraisemblance. Outre le gain d'efficacité potentiel, la forme exacte de la distribution des erreurs joue un rôle important dans de nombreuses applications des modèles ARCH, par exemple pour l'évaluation des options et pour la construction d'intervalles d'erreurs de prévision optimaux; voir en particulier ENGLE et MUSTAFA [1989] et BAILLIE et BOLLERSLEV [1990*c*], BOLLERSLEV [1987] suggère l'utilisation d'une distribution T de Student dont le nombre de degrés de liberté est à estimer. [7] On a examiné d'autres lois paramétriques pour l'estimation des modèles ARCH : les distributions mixtes Poisson-normales dans JORION [1988], la distribution exponentielle dans BAILLIE et BOLLERSLEV [1989], la distribution

---

5. D'après l'inégalité de Jensen, avec une variance conditionnelle correctement spécifiée, l'excès de kurtosis de $\varepsilon_t \sigma_t^{-1}$ ne peut pas être supérieure à l'excès de kurtosis de $\varepsilon_t$. Voir HSIEH [1989*a*].
6. En dehors de toute procédure d'inférence, NELSON [1980*f*] a montré que la quasi-vraisemblance gaussienne croît lorsque la volatilité est estimée de façon plus précise, alors que c'est pas toujours vrai pour les fonctions de vraisemblance non normales.
7. Les innovations observées sur un court intervalle de temps suivent à peu près des T de Student pour le processus d'approximation GARCH (1, 1) normal d'une diffusion en temps continu.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

mixte normale-lognormale dans HSIEH [1989 *a*] et l'exponentielle généralisée dans NELSON [1990 *c*]. Dans un contexte voisin, MCCULLOCH [1985] suggère l'utilisation d'une distribution de Pareto de variance infinie pour l'estimation du maximum de vraisemblance d'un modèle ARCH : à Hétéroscédasticité Conditionnellement Adaptative.

On peut aussi utiliser des techniques d'estimation semi-paramétriques en approximant $f(z_t)$ : c'est ce que l'on trouve dans GALLANT et NYCHKA [1987], GALLANT et TAUCHEN [1989], GALLANT, HSIEH et TAUCHEN [1989] et GALLANT, ROSSI et TAUCHEN [1990] où $f(z_t)$ est remplacé par une série entière; ENGLE et GONZALEZ-RIVERA [1989] proposent un estimateur de densité présenté à l'origine par TAPIA et THOMPSON [1978]. [8] Étant donné qu'elle exclut toute hypothèse sur une distribution spécifique, la méthode d'estimation semi-paramétrique apporte une plus grande flexibilité à la spécification. Bien entendu, cette méthode souffre d'un manque d'efficacité asymptotique par rapport à la méthode du maximum de vraisemblance en information complète lorsque la densité est bien spécifiée. Cependant, avec des distributions fortement biaisées, l'efficacité de l'estimateur semi-paramétrique peut être meilleure que celle du quasi maximum de vraisemblance sous l'hypothèse de normalité conditionnelle; voir ENGLE et GONZALEZ-RIVERA [1989].

## 2.4. Modèles ARCH non linéaires non paramétriques

Dans le modèle GARCH $(p, q)$ décrit en (7), la variance dépend uniquement de la valeur absolue de $\varepsilon_t$, et non de son signe. Comme on le verra plus loin en 3.3, cela n'est pas compatible avec le comportement empirique des prix sur le marché des actions pour lesquels il peut exister un effet de levier. Dans le modèle GARCH $(p, q)$ exponentiel ou EGARCH $(p, q)$ présenté par NELSON [1990 *c*], $\sigma_t^2$ est une fonction asymétrique du passé de $\varepsilon_t$ comme cela est défini dans (1) et (2) et

$$(8)\quad \log \sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i (\phi z_{t-i} + \gamma [|z_{t-i}| - \mathrm{E}|z_{t-i}|]) + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \log \sigma_{t-i}^2$$

Contrairement au cas du modèle GARCH $(p, q)$ de (7), aucune restriction sur les paramètres $\alpha_i$ et $\beta_i$ n'est nécessaire pour assurer la positivité de la variance conditionnelle. Ainsi, la représentation (8) se rapproche d'une modélisation ARMA $(p, q)$ pour $\log \sigma_t^2$. Si $\alpha_i \phi < 0$, la variance a tendance à croître (décroître) lorsque $\varepsilon_{t-i}$ est négatif (positif), en accord avec les constatations empiriques sur les rendements d'actions comme on l'a vu précédemment. Si $z_t$ est iid normal, alors $\varepsilon_t$ est stationnaire en covariance pourvu que toutes les racines du polynôme autorégressif $\beta(\lambda) = 1$ soient à l'extérieur du disque unité. Le modèle EGARCH s'apparente à la paramétrisation logarithmique proposée par GEWEKE [1986] et PANTULA [1986], et au

8. Le fait que la matrice d'information ne soit pas bloc-diagonale entre les « paramètres de la densité » et les paramètres du modèle ARCH complique l'estimation adaptive des paramètres ARCH, comme cela est montré dans GONZALEZ, RIVERA [1989].



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

modèle ARCH multiplicatif traité par MILHØJ [1987 *b*, 1987 *c*] :

$$\log \sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \log z_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i (\log z_{t-i}^2 - \log \sigma_{t-i}^2)$$

De nombreuses formulations paramétriques de type ARCH ont été proposées dans la littérature, par exemple des transformations puissance de $\varepsilon_t^2$ comme dans le modèle ARCH non linéaire de HIGGINS et BERA [1989 *b*] et BERA et HIGGINS [1990], le modèle de MCCURDY et MORGAN [1990 *a*] qui étudie des transformations trigonométriques de $\varepsilon_t$, ou dans les modèles ARCH à seuils (TARCH) étudiés par ZAKOIAN [1990]; on peut regarder aussi ENGLE et BOLLERSLEV [1986]. Dans un modèle à seuils, $\sigma_t^2$ est une fonction définie par morceaux qui permet d'obtenir différentes fonctions de volatilité selon le signe et les valeurs des chocs. Un modèle voisin basé sur une approche en terme de chaînes de Markov a été développé par GOURIÉROUX et MONFORT [1990]. De plus, HARVEY et RUIZ [1990] ont proposé récemment un modèle à composantes inobservables dans lequel des perturbations ARCH sont présentées à la fois dans les équations d'états et de mise à jour. Une comparaison plus formelle de ces différentes formulations pourrait être intéressante.

Au lieu de se référer à une représentation paramétrique de $\sigma_t^2$, une technique d'estimation non paramétrique pourrait être utilisée en approximant la variance conditionnelle. Depuis les papiers de ROBINSON [1987 *a*, 1987 *b*] de nombreux auteurs tels que PAGAN et ULLAH [1988], ROBINSON [1988], WHISTLER [1988], PAGAN et HONG [1990] et SANTANA et WADHWANI [1989] ont préconisé l'emploi des méthodes du noyau dans lesquelles $\sigma_T^2$ est estimé comme une moyenne pondérée des $\varepsilon_t^2$, $t = 1, 2 \ldots T$, de telle sorte que les $\varepsilon_t$ pour lesquels l'ensemble de conditionnement (défini en terme d'information retardée) se rapproche de celui de $\varepsilon_T$ reçoivent une pondération plus importante. Plusieurs schémas de pondération sont possibles, mais les plus fréquents sont les noyaux gaussiens. On connaît encore très peu des choses sur les propriétés à distance finie de ces techniques.

On peut proposer une autre stratégie d'estimation paramétrique en approchant la fonction de variance conditionnelle inconnue par un développement en série dans lequel le nombre de terme est une fonction croissante de la taille de l'échantillon. Par exemple, dans la forme flexible de Fourier proposée par GALLANT [1981], $\sigma_t^2$ est approché par une fonction de termes polynomiaux et trigonométriques en les valeurs retardées de $\varepsilon_t$. L'idée de l'approche semi non paramétrique de GALLANT et NYCHKA [1987] est de multiplier la densité normale de l'équation (6) par une série polynomiale. C'est suite à cette idée que l'on a utilisé des approximations polynomiales de faible degré; on peut se rapporter en particulier à PAGAN et HONG [1988], GALLANT et TAUCHEN [1989] et GALLANT, HSIEH et TAUCHEN [1989]. Sous des conditions assez larges, les propriétés du maximum de vraisemblance classique se transportent à cette classe d'estimateurs.

On peut trouver une bonne illustration et une bonne comparaison de ces méthodes paramétriques et non paramétriques dans le papier de PAGAN et SCHWERT [1990].



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

## 2.5. Les modèles ARCH en moyenne

Dans le modèle ARCH en moyenne, ou ARCH-M, introduit par ENGLE, LILIEN et ROBINS [1987], la moyenne conditionnelle dépend explicitement de la variance conditionnelle du processus. Le modèle est donné par (1), (2) et :

$$y_t = g(x_{t-1}, \sigma_t^2; b) + \varepsilon_t \tag{9}$$

Dans un tel modèle, une variation de la variance conditionnelle sera accompagnée d'une variation de la moyenne conditionnelle de $y_t$, le sens de la variation dépendant du signe de la dérivée partielle de $g$ par rapport à $\sigma_t^2$. De nombreuses théories financières relient de façon explicite le risque et l'espérance des rendements. Les modèles ARCH-M sont parfaitement adaptées à de telles questions dans un cadre dynamique où la variance conditionnelle est variable. La forme la plus couramment adoptée pour $g(x_{t-1}, \sigma_t^2, b)$ est une fonction linéaire ou logarithmique de $\sigma_t^2$ ou de $\sigma_t$.

Formellement, l'estimation des modèles ARCH-M ne pose aucun problème supplémentaire. Cependant en l'absence d'effet ARCH-M, la matrice d'information de Fisher obtenue sous l'hypothèse de normalité conditionnelle est bloc-diagonale entre les paramètres de la moyenne conditionnelle et ceux de la variance conditionnelle. Cette propriété disparaît pour les modèles ARCH-M. Ainsi, contrairement au cas du modèle GARCH linéaire (7) pour lequel des estimateurs convergents des paramètres peuvent être obtenus même lorsque la spécification de $\sigma_t^2$ est mauvaise, l'estimation convergente d'un modèle ARCH-M nécessite une spécification correcte du modèle. Ceci rejoint les résultats obtenus pour la formulation asymétrique de la variance dans les modèles EGARCH (8), pour lesquels on a aussi besoin d'une bonne spécification afin d'assurer la convergence; voir PAGAN et SABAU [1987 *a*] et PAGAN et HONG [1990]. Par conséquent, il est important de pouvoir effectuer des tests de bonne spécification avant d'interpréter les estimations des paramètres. Les tests de convergence esquissés par PAGAN et SABAU [1987 *b*] jettent les bases d'un tel diagnostic.

## 2.6. Persistance dans la variance

Dans la littérature empirique qui utilise des données financières de haute fréquence temporelle, on évoque souvent la persistance apparente entraînée par les estimations de la fonction de variance conditionnelle. Dans le modèle GARCH $(p, q)$ linéaire (7), cela se manifeste par la présence d'une racine unitaire dans le polynôme autorégressif; *i.e.* : $\alpha_1 + \ldots + \alpha_q + \beta_1 + \ldots + \beta_q = 1$. ENGLE et BOLLERSLEV [1986] qualifient cette classe de modèles d'intégrés en variance, ou IGARCH. [9] Comme dans une

9. Voir l'approximation en terme de diffusion proposée par NELSON [1990 *b*] qui permet d'expliquer le comportement empirique des IGARCH. Lorsque le modèle GARCH (1, 1) tend vers la diffusion $\alpha_1 + \beta_1$ converge vers 1.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

martingale pour la moyenne conditionnelle, l'information courante intervient pour les prévisions de la variance conditionnelle quel que soit l'horizon. [10] Par exemple, dans le modèle IGARCH (1, 1) simple avec $\alpha_1 + \beta_1 = 1$, la variance de l'erreur de prévision de la variance conditionnelle à horizon $s$ vaut $\omega(s-1) + \sigma^2_{t+1}$. [11]

Par conséquent, la variance non conditionnelle d'un processus IGARCH (1, 1) et du IGARCH ($p$, $q$) plus généralement n'existe pas. Cette idée d'introduire pour les données financières des distributions dont la variance non conditionnelle est infinie n'est cependant pas aussi récente que l'utilisation des IGARCH. MANDELBROT [1963] et FAMA [1965] avaient déjà suggéré l'utilisation de distributions parétiennes stables d'exposant inférieur à 2 pour tenir compte des propriétés statistiques des séries de prix spéculatifs.

Bien que les modèles de la classe IGARCH ressemblent beaucoup aux modèles bien connus de la classe ARIMA en ce qui concerne les prévisions optimales basées sur les moments conditionnels du premier ordre, l'analogie est loin d'être totale. Le modèle IGARCH est strictement stationnaire et ergodique bien que non stationnaire en covariance : cette propriété est étudiée dans l'étude de NELSON [1990 *a*] et celle de BOUGEROL et PICARD [1990].

La théorie asymptotique des modèles ARCH est extrêmement difficile. Cependant LUMSDAINE [1990] montre dans un papier important que les procédures d'inférence asymptotique usuelles restent généralement valables même en présence d'un effet IGARCH; les simulations de Monté-Carlo présentées par HONG [1988] suggèrent pourtant que les tailles des échantillons doivent être très grandes pour que les distributions asymptotiques fournissent de bonnes approximations.

Il est certain que de nombreuses séries financières incorporent un degré élevé de persistance dans la variance de leur représentation univariée, mais cette persistance a des chances d'être la même pour les différentes séries étudiées de telle sorte qu'elle disparaît dans certaines combinaisons linéaires de ces variables; on définit ainsi la co-persistance en variance. Un tel phénomène a des conséquences importantes lorsque l'on cherche à construire des prévisions optimales de long terme pour les variances et les covariances, ceci pouvant être essentiel dans de nombreuses relations d'évaluation d'actifs; voir BOLLERSLEV et ENGLE [1990] pour de plus amples détails à ce sujet.

## 2.7. Les modèles ARCH multivariés

Tous les modèles que l'on a présentés jusqu'à présent sont des modèles univariés. Pourtant dans la plupart des cas, l'évaluation des actifs ou la décision d'allocation des portefeuilles doit être étudiée dans un contexte multivarié pour être significative. Ainsi $\varepsilon_t$ désignera maintenant un processus

10. SHEPHARD [1990] a proposé récemment une alternative au modèle IGARCH : un modèle à composantes inobservables.

11. Le modèle IGARCH pour lequel $\omega = 0$ est proche de la formulation ARCH en terme d'erreur absolue proposée par MCCULLOCH [1985].



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

stochastique vectoriel. On élargit alors la notion de modèle ARCH à une représentation de la forme :

$$\varepsilon_t = z_t \Omega_t^{1/2} \tag{10}$$

$$z_t \text{ iid} \quad \mathrm{E}(z_t) = 0 \quad \mathrm{Var}(z_t) = \mathrm{I} \tag{11}$$

où la matrice $\mathrm{N} \times \mathrm{N}$ de variance covariance $\Omega_t$ est définie positive et mesurable par rapport à l'ensemble d'information de la date $t-1$. L'estimation des modèles ARCH multivariés s'apparente à celle des modèles ARCH univariés des équations (1) et (2) que l'on a étudié plus haut. [12]

La définition générale des processus multivariés définis par (10) et (11) autorise une grande variété de représentations possibles, mais peu d'entre elles sont utiles. Dans la représentation ARCH ($q$) multivariée proposée par KRAFT et ENGLE [1983] $\Omega_t$ est une fonction linéaire des produits matriciels des carrés des erreurs passés; *i.e.* $\mathrm{vech}(\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}), \ldots, \mathrm{vech}(\varepsilon_{t-q}\varepsilon'_{t-q})$ où $\mathrm{vech}(.)$ désigne l'opérateur qui empile dans un vecteur de taille $\mathrm{N}(\mathrm{N}+1)/2$ les éléments de la partie supérieure d'une matrice $\mathrm{N} \times \mathrm{N}$. Ce modèle a été généralisé par la suite au modèle GARCH ($p$, $q$) linéaire par BOLLERSLEV, ENGLE et WOOLDRIDGE [1988].

$$\mathrm{vech}(\Omega_t) = \mathrm{W} + \sum_{i=1}^{q} \mathrm{A}_i \,\mathrm{vech}(\varepsilon_{t-i}\varepsilon'_{t-i}) + \sum_{i=1}^{p} \mathrm{B}_i \,\mathrm{vech}(\Omega_{t-i}) \tag{12}$$

BABA, ENGLE, KRAFT et KRONER [1989] ont démontré des conditions suffisantes sur les paramètres pour que $\Omega_t$ soit définie positive. Le nombre de paramètres dans (12) vaut $\frac{1}{2}\mathrm{N}(\mathrm{N}+1)[1+\mathrm{N}(\mathrm{N}+1)(p+q)/2]$, ainsi en pratique, pour des tailles de vecteur modérément élevées, on doit imposer des hypothèses de simplification. Par exemple BOLLERSLEV, ENGLE et WOOLDRIDGE [1988] ont utilisé un modèle GARCH ($p$, $q$) diagonal dans lequel les matrices $\mathrm{A}_i$ et $\mathrm{B}_i$ sont diagonales. ATTANASIO et EDEY [1988] ainsi que BABA, ENGLE, KRAFT et KRONER [1989] ont proposé une paramétrisation simple d'un modèle GARCH ($p$, $q$) diagonal qui garantit la positivité de la matrice $\Omega_t$.

DIEBOLD et NERLOVE [1989] ont proposé un modèle ARCH multivarié à facteur latent qui rend compte des corrélations des variations des variances des différents actifs. L'identification d'un tel modèle est étudié par SENTANA [1990], mais la présence d'une variable latente inobservable dans la matrice de variance covariance rend les procédures d'inférence exacte extrêmement compliquées. ENGLE [1987] propose quant à lui une représentation ARCH avec K facteurs

$$\mathrm{vech}(\Omega_t) = \mathrm{W} + \sum_{k=1}^{\mathrm{K}} \mathrm{vech}(f_k f'_k)\,\sigma^2_{tk} \tag{13}$$

---

12. Dans la fonction de vraisemblance de (4) le jacobien $-\log \sigma_t$ est remplacé $-\log|\Omega_t^{1/2}|$ et $\varepsilon_t \sigma_t^{-1}$ est remplacé par $\varepsilon_t \Omega_t^{-1/2}$.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

où les $f_k$ désignent des vecteurs de tailles $N \times 1$ et $\sigma_{tk}^2$ la variance variable du $k$-ième facteur. Bien entendu, il faut donner une forme explicite aux $\sigma_{tk}^2$ pour compléter cette représentation. Dans le modèle GARCH $(p, q)$ à K facteurs, les $\sigma_{tk}$ sont donnés par la variance conditionnelle de K combinaisons linéaires de $\varepsilon_t$, chacune d'entre elles admettant une représentation GARCH $(p, q)$ univariée; *i.e.* $\sigma_{tk}^2 = \omega_k + \alpha_k(L)(g_k' \varepsilon_t)^2 + \beta_k(L)\sigma_{tk}^2$, avec $g_i' g_j = 0$ et $g_i' f_i = 0$ pour tout $i \neq j$. ENGLE, GRANGER et KRAFT [1984], KRONER [1987], ENGLE, NG et ROTHSCHILD [1989, 1990] et ENGLE, NG [1990] ont estimé des modèles GARCH avec un petit nombre de facteurs. LIN [1989 *b*] a analysé les propriétés à distance finie des divers estimateurs dans un modèle GARCH (1, 1) à un seul facteur.

BOLLERSLEV [1990] a étudié d'autres modèles multivariés dans lesquels les corrélations conditionnelles des différentes coordonnées sont constantes. Dans une telle représentation, la matrice des covariances conditionnelles peut varier au cours du temps, mais les corrélations conditionnelles sont supposées constantes. Cette hypothèse simplifie énormément les procédures d'estimation et de nombreuses études appliquées ont prouvé qu'elle était raisonnable sur le plan empirique; on peut se rapporter par exemple à CECCHETTI, CUMBY et FIGLEWSKI [1988], KRONER et CLEASSENS [1989], MCCURDY et MORGAN [1990 *a*], NG [1989], KRONER et LASTRAPES [1990], BROWN et LIGERALDE [1990], BAILLIE et BOLLERSLEV [1990 *a*] et SCHWERT et SEGUIN [1990].

## 2.8. **Les autres mesures d'incertitude**

De nombreuses procédures autres que les modélisations ARCH définies plus haut ont été utilisées pour caractériser la volatilité des prix spéculatifs. L'une d'entre elles consiste en la construction d'estimations de la variance comme une moyenne des carrés des erreurs obtenues avec des modélisations de la moyenne conditionnelle estimée sur un horizon plus proche. Par exemple, à la suite de MERTON [1980], de nombreuses études dont celles de POTERBA et SUMMERS [1986], FRENCH, SCHWERT et STAMBAUGH [1987], SCHWERT [1989 *a*, 1990 *a*, 1990 *b*] et SCHWERT et SEGUIN [1990], ont consisté en la construction de variances mensuelles sur les rendements des actions, celles-ci étant calculées comme la moyenne des carrés des rendements sur un mois. [13] PINDYCK [1988] et HARRIS [1989], utilisent la même idée en calculant des variances annuelles. Afin de répartir la dépendence temporelle, on utilise des modèles standards de séries temporelles pour les estimations de la variance. Force est de reconnaître que cette procédure n'utilise pas les données de façon optimale. De plus, PAGAN [1984, 1986] a montré que les écarts types usuels issus de la seconde étape de l'estimation pouvaient ne pas être corrects. Si la matrice d'information de Fisher du modèle dans son ensemble n'est pas bloc diagonale, les paramètres estimés peuvent également

13. L'estimation de la variance mensuelle est souvent ajustée en ajoutant deux fois le coefficient de corrélation du premier ordre de l'échantillon quotidien afin de prendre en compte la possibilité d'autocorrélations négatives.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

ne pas être efficaces; on peut consulter à ce sujet PAGAN et ULLAH [1988]. Il est même possible selon CHOU [1988] et ATTANASIO [1988] que la procédure en deux étapes conduise à biaiser les conclusions sur la véritable dépendance sous-jacente des moments du second ordre. Ceci est illustré par des simulations de Monte-Carlo (ATTANASIO et WADHWANI [1989]) pour lesquelles les estimations des paramètres d'un ARCH-M s'avèrent être biaisées vers zéro. La simplicité des calculs de la procédure en deux étapes en fait tout de même un outil intéressant pour une analyse préliminaire des données.

La seconde alternative possible aux modélisations de type ARCH est une estimation de type ARMA des écarts types conditionnels, mesurés comme la valeur absolue des erreurs obtenues à partir de la première étape de l'estimation de la variance conditionnelle. SCHWERT [1989 *a*] a utilisé cette stratégie pour déterminer les raisons des variations de la volatilité conditionnelle sur les marchés d'actions. Cette approche en deux étapes reste sujète à caution pour les mêmes raisons que l'autre (PAGAN et ULLAH [1988]), et comme le remarque SCHWERT [1989 *a*] les statistiques du tests qui en découlent, en particulier les tests de persistance dans la variance, doivent être interprétés avec précaution.

On utilise parfois la volatilité implicite dans les prix des options pour évaluer la vraie volatilité d'une variables financière : cette méthode peut représenter une alternative à la modélisation ARCH également. Sous l'hypothèse d'une variance constante, l'absence d'opportunité d'arbitrage conduit à la formule bien connue de BLACK et SHOLES [1973]. Pour les premières constatations empiriques à ce sujet, on peut se rapporter à BLACK et SHOLES [1972]. L'introduction d'une variance aléatoire dans ce cadre d'étude a été développée explicitement par HSIEH et MANAS-ANTON [1988], JORION [1988], LYONS [1988], ENGLE et MUSTAFA [1989], DAY et LEWIS [1990] et ENGLE, HONG et KANE [1990]. Ces méthodes peuvent conduire à de meilleures estimations que les ARCH mais les actifs que l'on étudie n'ont pas toujours une option associée. De plus, on rencontre de nombreux problèmes lorsque l'on s'intéresse à la théorie du princing d'options avec volatilité aléatoire; on peut consulter à ce sujet MELINO et TURNBULL [1990].

En utilisant les valeurs hautes et basses des prix entre chaque période, on peut également étudier la variabilité de ces prix. Si le logarithme des prix spéculatifs prend la forme d'une marche aléatoire en temps continu avec une variance instantanée constante, la distribution exacte du ratio prix haut/prix bas se déduit de la théorie des *statistiques des séries*. PARKINSON [1980] a montré que les moments de la distribution de ce ratio dépendaient de la variance sous-jacente du processus, ce qui permet de construire un estimateur de la variance basé sur les observations des valeurs hautes et basses de la série; on peut consulter à ce sujet TAYLOR [1987] et SCHWERT [1990 *a*]. Lorsque la variance conditionnelle est invariante au cours du temps, cet estimateur est meilleur que l'estimateur usuel obtenu comme la moyenne des carrés des écarts à la moyenne sur un intervalle de temps donné. Le passage à des processus stochastiques plus généraux pour lesquelles la variance varie au cours du temps est loin d'être immédiat. De plus, les valeurs hautes et basses des prix ne sont pas disponibles pour tous les actifs.

Les développements théoriques de GLOSTEN et MILGROM [1985] qui considèrent que la variance du prix d'un actif est proportionnelle au carré de



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

l'écart offre-demande suggèrent que l'amplitude de cet écart peut aussi être utilisé pour construire des estimateurs de la volatilité. Cette idée a été développée récemment par BROCK et KLEIDON [1990].

On peut aussi utiliser la dispersion en coupe de données annexes pour résumer l'incertitude liée à un prix. Par exemple, la dispersion des prévisions des experts sur les gains liés à une action peut être utilisée pour fournir une estimation de son risque systématique, c'est l'objet des papiers de CRAGG et MALKIEL [1982] et WESTON [1986] entre autres. De même, CARLSON [1977] et LEVI et MAKIN [1979] ont proposé de fonder une mesure d'incertitude de l'inflation sur la dispersion des prévisions des experts; cependant, RICH, RAYMOND et BUTLER [1990 *b*] n'ont trouvé qu'une relation peu significative entre la dispersion des prévisions et les mesures de l'incertitude découlant d'effet ARCH. D'autre part, FRANKEL et FROOT [1987] et FROOT et FRANKEL [1989] ont proposé une utilisation intéressante des données annexes pour la modélisation de la formation des anticipations et pour l'interprétation des tests de l'hypothèse de neutralité sur le marché à terme des taux de change. En fait, ces mesures ne fournissent qu'un indicateur de l'hétérogénéité des anticipations, ce qui peut ne pas représenter une bonne approximation de l'incertitude fondamentale sous-jacente. De plus, les données annexes aux prix spéculatifs ne sont que rarement disponibles.

Pour mesurer l'incertitude liée à l'inflation, on peut utiliser les prix relatifs d'une même date. PAGAN, HALL et TREVEDI [1983] et PAGAN et ULLAH [1988] ont montré que la validité de cette méthode dépendait de l'homogénéité des différents marchés, actifs et agents. C'est la même idée que développent AMIHUD et MENDELSON [1989] ainsi que CUTLER [1989] pour quantifier la volatilité globale du marché à l'aide d'une mesure de dispersion relative des rendements entre les différents actifs et qui est reliée à l'utilisation des dispersions en coupe de ces rendements en tant que mesure d'incertitude dans la littérature traditionnelle. Il serait maintenant intéressant de caractériser formellement les conditions sous lesquelles l'hétérogénéité des rendements en coupe peut être utilisée comme mesure d'incertitude.

WEST, EDISON et CHO [1990] ont comparé, en terme d'utilité, ces différentes modélisations statistiques de la volatilité : ils ont évalué le consentement à payer d'un investisseur (dont la fonction d'utilité est du type moyenne-variance) pour obtenir telle prévision de la variabilité plutôt que telle autre. Ils montrent en utilisant des données de taux de change hebdomadaires que la formulation GARCH (1, 1) de (7) tend à surpasser les autres types de méthode que l'on a présenté et ont affirmé « qu'un conseiller en investissement dont le seul outil serait les modèles GARCH serait aussi digne de foi que les professionnels de Wall Street ». BROCK, LAKONISHOK et LE BARON [1990] ainsi qu'ENGLE, HONG et KANE [1990] ont suggéré d'autres évaluations basées sur les profits réalisables. Par exemple, ENGLE, HONG et KANE [1990] comparent les succès, en terme de profit, des différentes méthodes de prévision des variances, appliquées au prix des options à un jour sur le portefeuille de marché de la bourse de New York. Encore une fois, la modélisation GARCH (1, 1) se révèle meilleure que les formulations MA ou ARMA des carrés des rendements résiduels. Ce résultat est semblable aux résultats de LAMOUREUX et LASTRAPES [1990 *c*] et DAY et LEWIS [1990]



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

qui comparent les prévisions basées sur les volatilités implicites des options et sur les estimations GARCH (1, 1).

PAGAN et SCHWERT [1990] ont conduit une comparaison des modèles statistiques de volatilité par une méthode classique basée sur les carrés des erreurs : ils ont trouvé que les méthodes non paramétriques pouvaient être meilleures pour les rendements d'actions. Ils ont conclu que l'extension des modèles paramétriques à des modèles non paramétriques avait des chances de constituer la meilleure stratégie de modélisation. Il vaudrait la peine d'effectuer de plus amples comparaisons de ces méthodes et des modélisations ARCH.

## 2.9. Les origines des modèles ARCH

Alors que la corrélation intertemporelle à travers les moments conditionnels du second ordre est clairement une propriété des prix spéculatifs, la recherche systématique des raisons de cette corrélation est récente. Comme l'ont évoqué DIEBOLD et NERLOVE [1989] et GALLANT, HSIEH et TAUCHEN [1989], [14] la présence de processus d'innovation corrélés représente bien entendu l'une des explications possibles du succès des modèles ARCH. ENGLE, ITO et LIN [1989, 1990] ont conforté cette hypothèse dans une analyse empirique bien qu'aucune explication satisfaisante n'ait pû être donnée. [15]

On peut aussi rapprocher cela de la notion de déformation du temps suggérée par STOCK [1987, 1988] qui prétend que le temps économique ne s'écoule pas à la même vitesse que le temps réel. Dans un contexte proche, BOLLERSLEV et DOMOWITZ [1990] ont montré comment les mécanismes de marché actuels pouvaient eux-mêmes résulter de dépendances temporelles très différentes dans la volatilité des prix de transaction, l'exécution automatique des opérations induisant un degré élevé de persistance dans le processus de la variance. De nombreux papiers ont porté sur d'autres résultats théoriques préliminaires quant aux fondements des modèles ARCH et sur les mises en évidence empiriques de la significativité de la prise en compte d'autres variables exogènes dans l'équation de la variance : DOMOWITZ et HAKKIO [1985], SMITH [1987], DIEBOLD et PAULY [1988 *a*], HSIEH [1988 *b*], LAI et PAULY [1988], NG [1988], THUM [1988], BACKUS, GREGORY et ZIN [1989], GIOVANNINI et JORION [1989], HODRICK [1989], SCHWERT [1989 *a*], ATTANASIO et WADHWANI [1989] ENGLE et SUSMEL [1990], BROCK et KLEIDON [1990]. Les développements concernant l'identification et la formulation des modèles d'équilibre nécessitant des spécifications empiriques d'hétéroscédasticité constituent un domaine très important pour d'éventuelles recherches futures. En même temps, l'implémentation directe de ce type de modèles

14. BOOKSTABER et PONERAUTZ [1989] modélisent la volatilité à l'aide d'un processus composé de Poisson en supposant qu'il existe une relation linéaire entre l'information et l'innovation.
15. D'après TAUCHEN et PITTS [1983], cette corrélation indiquait une relation significative entre le volume et la volatilité, expliquant ainsi les résultats de Lamoureux et Lastrapes.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

structurels sur des intervalles de temps courts (quotidiens ou hebdomadaires) risque d'être limitée à cause du manque de données disposibles.

# 3 Applications des modèles ARCH aux données sur les rendements d'action

Les regroupements de volatilité des séries de rendement d'action ont de nombreuses conséquences théoriques; il n'est donc pas étonnant que des applications pratiques des méthodes de type ARCH aux variances et covariances des rendements d'actions aient été développées. Dans la partie qui suit, on présente une revue de cette littérature.

## 3.1. Effets ARCH et spécification de modèles

On a souvent trouvé des effets ARCH significatifs sur les marchés d'actions ordinaires. Par exemplee, ENGLE et MUSTAFA [1989] ont obtenu des statistiques de tests ARCH très significatives pour les rendements individuels; AKGIRAY [1989] pour les rendements sur indices Standard et Poors et SCHWERT [1990*a*] pour les marchés de futures.[16] Comme pour la spécification de la moyenne conditionnelle d'un ARMA $(p, q)$, la plupart des mises en œuvre empiriques des modèles GARCH $(p, q)$ font intervenir un faible nombre de retards $p$ et $q$; en pratique $p$ et $q$ sont inférieurs ou égaux à 2. En général, il est suffisant de ne retenir qu'un petit nombre de paramètres même pour modéliser une dynamique de variance sur une très longue période, ce qui est relativement agréable. On peut citer en exemple FRENCH, SCHWERT et STAMBAUGH [1987] qui ont analysé des données quotidiennes d'indices sur la période 1928-1984, ce qui représente en tout 15 369 observations; pour cette étude, seulement quatre paramètres ont été retenus dans l'équation de la variance conditionnelle.

La spécification ARCH de BODURTHA et MARK [1988] ainsi que celle d'ATTANASIO [1989] font exception à cette règle en allant jusqu'à l'ordre 3; ils étudient des portefeuilles de rendement mensuels sur le marché des actions à New York et sur les excès de rendements des indices mensuels de Standard et Poors. La saisonnalité que l'on observe peut sans doute trouver

16. SCHWERT [1990*a*] a trouvé que les rendements des futures avaient tendance à être plus volatils que les rendements sur le marché spot, sans doute parce que les futures réagissent plus vite aux nouvelles à cause de leur faible coût de transaction et du fait qu'ils évaluent simultanément un ensemble de titre.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

son explication dans l'effet de regroupement des annonces trimestrielles concernant les dividendes et les gains. Si la variance des rendements est systématiquement évoquée lors de ces annonces, l'indice mensuel va forcément comporter une saisonnalité dans sa variance conditionnelle. Cette hypothèse doit maintenant être testée, mais elle prouve clairement l'importance que l'on doit accorder à la compréhension des phénomènes générateurs d'effets ARCH, comme on le verra dans les sections 2.9 et 3.8. De même, l'effet week-end bien connu selon lequel la variance des rendements devient plus importante le jour suivant la fermeture des marchés, pourrait conduire à la détection d'effets ARCH d'ordre supérieur. En fait, même sur des modèles ARCH d'ordre très faible relatifs à des rendements sur indice quotidiens, FRENCH, SCHWERT et STAMBAUGH [1987], NELSON [1989, 1990 *c*] et CONNOLLY [1989] observent encore cet effet : si l'on ne tient pas compte de ces influences déterministes, on risque d'aboutir à un effet ARCH saisonnier mal spécifié. [17]

Tout une série d'études s'est intéressée à la modélisation ARCH des résidus des modèles de marché usuels : MORGAN et MORGAN [1987], BERA, BUBNYS et PARK [1988], DIEBOLD, IM et LEE [1989], CONNOLLY [1989] et SCHWERT et SEGUIN [1990]; on peut y lire que les estimations peuvent être sérieusement perturbées si la structure ARCH des erreurs n'est pas prise en compte. Par exemple, MORGAN et MORGAN [1987] ont trouvé en étudiant l'effet « petites entreprises », que la correction du rendement par la variance conditionnelle sur les portefeuilles longs en titres de petites entreprises et courts en titre de grandes entreprises réduit la valeur estimée du risque de marché et accroît la valeur estimée des rendements anormaux.

Cela vaut également la peine de relever les résultats développés dans la littérature récente concernant le chaos déterministe en tant que forme de non linéarités dans les rendements d'actions avant de spéficier des modèles ARCH. La plupart des études tendent à montrer que lorsque l'on enlève l'effet ARCH, les tests BDS [18] sur les résidus centrés concluent à une dépendance non linéaire peu significative. [19] Ainsi, la plupart des non linéarités chaotiques apparentes passent par la variance conditionnelle. SCHWERT [1989 *b*], SCHEINKMAN et LE BARON [1989] ont étudié les rendements des entreprises individuelles, LE BARON [1988] les rendements quotidiens sur l'indice Dow Jones, LE BARON [1989] les rendements quotidiens et hebdomadaires de l'indice Standard et Poors, et HSIEH [1990] toute une série de rendements hebdomadaires variés.

---

17. BAILLIE et DE GENNARO [1989] ont discuté de ce problème en prétendant que la prise en compte d'indicateurs de la variation du terme de la livraison et du paiement permettait de réduire l'importance de la variance conditionnelle de la date de détention.
18. BDS : BROCK, DECKERT et SCHEINKMAN [1986]. Tests permettant de regarder la présence à la fois d'un chaos déterministe et de dépendances non linéaires.
19. BROCK, HSIEH et LE BARON [1990] ont montré à la fois analytiquement et à l'aide de méthodes de Monte-Carlo qu'il fallait introduire un facteur de correction dans la statistique de test BDS lorsque les résidus étaient issus de l'estimation d'un modèle GARCH. La non prise en compte de cette correction conduit à rejeter trop souvent l'hypothèse nulle, et donc à accepter trop souvent l'hypothèse de dépendance non linéaire.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

## 3.2. Densités conditionnelles non normales

Les rendements des obligations présentent des distributions non conditionnelles non normales aussi bien au regard de la forme de la skewness que de l'excès de kurtosis, la seconde caractéristique étant encore plus marquée; voir FAMA [1965].

Comme on l'a déjà dit en 2.3, l'hypothèse de normalité conditionnelle dans un ARCH génère un excès de kurtosis de la distribution non conditionnelle; cependant, cette caractéristique est encore insuffisante par rapport aux épaisses queues de distribution que l'on observe sur les données. Pour régler ce problème, on peut alors adopter des distributions conditionnelles ayant des queues de distribution plus épaisses que celles des lois normales. BAILLIE et DE GENNARO [1990] ainsi que de JONG, KEMNA et KLOECK [1990] ont adopté des formulations GARCH (1, 1) dans lesquelles les distributions conditionnelles des erreurs suivent des lois de Student; ils trouvent alors que le fait d'omettre l'existence des propriétés des queues de distribution peut conduire à des résultats faux quand à l'estimation du risque de rendement. Pour éviter cet écueil, on peut aussi estimer le rendement des actions en utilisant un modèle EGARCH avec une distribution exponentielle généralisée comme l'a fait NELSON [1989] ou un modèle à saut de diffusion avec erreurs ARCH comme l'a fait JORION [1988].

L'approche semi-non paramétrique présentée en 2.4 peut aussi se révéler bien adaptée à ce type de problème. En utilisant cette méthode, GALLANT et TAUCHEN [1989] ont à la fois mis en évidence l'hétéroscédasticité conditionnelle au sens ARCH et la non normalité conditionnelle de l'indice quotidien des valeurs à la bourse de New York sur les deux périodes 1959-1978 et 1959-1984. GALLANT, HANSE et TAUCHEN [1989] ont proposé une variante de la méthode semi-non paramétrique pour estimer la fonction de densité de rendements mensuels dans laquelle le fil conducteur est une formulation de type ARCH. De même, ENGLE et GONZALEZ-RIVERA [1989] estiment des densité non paramétriques avec une spécification GARCH (1, 1) de la variance conditionnelle pour modéliser les rendements quotidiens des actions de quelques petites entreprises. Ils remarquent que la skewness aussi bien que la kurtosis jouent un rôle important dans la caractérisation de la fonction de densité conditionnelle des rendements.

## 3.3. Les modèles ARCH non linéaires et l'effet de levier

En plus des distributions leptokurtiques que présentent les données, BLACK [1976] a remarqué qu'il existait une corrélation négative entre le rendement courant et la volatilité future : ce phénomène peut s'expliquer économiquement par un effet de levier (BLACK [1976] et CHRISTIE [1982]) selon lequel une baisse de la valeur des actions conduit à une hausse du ratio d'endettement, impliquant aussi une hausse du risque de faillite qui se manifeste par un accroissement de la volatilité future. Au bout du compte la volatilité future se trouve donc être corrélée négativement avec le rendement présent de l'action. Le modèle GARCH $(p, q)$ linéaire n'est pas adapté pour prendre



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

en compte ce type de dynamique car la variance conditionnelle ne dépend que des variances et des carrés des innovations passées, le signe des rendements ne jouant aucun rôle sur la volatilité. Cette insuffisance de la formulation ARCH usuelle est à l'origine de l'introduction des modèles EGARCH de l'équation (8) développés par NELSON [1990*c*]. Dans cette classe de modèle, la volatilité ne dépend pas seulement de l'amplitude des erreurs passées mais aussi de leurs signes. NELSON [1989, 1990*c*] a présenté des études empiriques à ce sujet.

KUPIEC [1990] a testé l'effet de levier dans un modèle GARCH ($p$, $q$) linéaire en introduisant le niveau du prix de l'action dans l'équation de variance. Il trouve que le coefficient correspondant n'est pas significatif, mais ceci peut être la conséquence de la non prise en compte d'un trend important que l'on peut observer sur le niveau des prix. Cependant, dans une étude pratique récente, GALLANT, ROSSI et TAUCHEN [1990] ont utilisé les techniques d'estimation semi-non paramétriques et ont trouvé que lorsque l'on conditionne par les rendements passés et par les volumes échangés dans les périodes récentes, l'effet de levier sur l'indice Dow Jones n'apparaît plus de façon significative. On peut expliquer ce résultat en supposant que l'estimation de l'effet de levier est attribuable à des effets annexes qui deviennent moins influents dans un cadre bivarié ou lorsqu'on prend en compte l'épaisseur des queues de distribution; on peut consulter à ce sujet le papier de FRENCH [1990]. Des études empiriques plus poussées dans ce domaine notamment sur des rendements individuels, pourrait apporter une information intéressante.

D'autre part, il faut remarquer que l'effet de levier ne peut qu'expliquer partiellement la corrélation négative constatée entre le rendement présent et la volatilité sur le marché des actions; voir par exemple BLACK [1976] et CHRISTIE [1982]. A l'opposé du lien causal expliqué par l'effet de levier, du rendement courant vers la volatilité future, la relation fondamentale entre le risque et le rendement suggère une corrélation positive entre les rendements futurs et la volatilité présente. Ce point est développé plus longuement dans le paragraphe suivant. Cependant, une autre explication possible est l'effet de retour de la volatilité qui est étudié par FRENCH, SCHWERT et STAMBAUGH [1987] et CAMPBELL et HENTSCHEL [1990].

## 3.4. Les modèles ARCH-M et l'évaluation des actifs

L'importance des modèles ARCH en finance trouve sa source dans l'association directe entre la variance et le risque et dans la relation fondamentale d'échange entre le risque et le rendement. Trois des théories les plus éminentes dans le domaine de l'évaluation des actifs ont donné lieu à des applications empiriques utilisant les ARCH : il s'agit du CAPM de SHARPE [1964], LINTNER [1965], MOSSIN [1966] et MERTON [1973], du C-CAPM de BREEDEN [1979] et LUCAS [1978], et de l'APT de ROSS [1976] et CHAMBERLAIN et ROTHSCHILD [1983]. Nous allons présenter ces papiers empiriques dans cette section et dans la suivante.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

En se fondant sur le CAPM intertemporel présenté par MERTON [1973], MERTON [1980] propose une relation linéaire d'approximation entre le rendement et la variance du portefeuille de marché. Le modèle ARCH-M introduit par ENGLE, LILIEN et ROBINS [1987] que l'on a présenté en 2.5 fournit un outil naturel pour l'estimation de cette relation linéaire. Ce paramètre qui mesure l'effet de la variance conditionnelle correspond au coefficient relatif d'aversion pour le risque.

Les applications de ce modèle à différents indices de valeurs sont nombreuses. FRENCH, SCHWERT et STAMBAUGH [1987] l'ont utilisé pour l'indice quotidien de Standard et Poors, CHOU [1988] pour les rendements hebdomadaires sur un panier de valeurs de la bourse de New York et différentes aggrégations temporelles de rendements quotidiens, ATTANASIO et WADHWANI [1989] pour les rendements mensuels et annuels de l'indice des valeurs américaines et anglaises, et FRIEDMAN et KUTTNER [1988] pour des indices trimestriels sur actions américaines; on peut citer aussi PINDYCK [1984, 1988] et POTERBA et SUMMERS [1986]. Dans une étude proche sur le ratio dividende/prix et sur les facteurs d'escompte mesurés par la volatilité, CAMPBELL et SHILLER [1989] ont estimé le paramètre relatif d'aversion pour le risque en utilisant des données annuelles sur l'indice Cowles/Standard et Poors entre 1971 et 1986 et sur un indice pondéré des valeurs de la bourse de New York entre 1926 et 1986.

Dans tous les papiers que l'on a cités, on trouve un coefficient d'aversion pour le risque positif qui est compris entre 1 et 4.5. De plus, à part dans l'étude de CAMPBELL et SHILLER [1989], ce coefficient est significativement différent de zéro au niveau de confiance habituel de 95 %. Ces résultats se distinguent profondément de ceux que l'on trouve dans la littérature qui se base sur d'autres modèles structurels d'estimation de ce paramètre qui donne la plupart du temps des résultats imprécis, et même souvent aberrants. On peut se reporter par exemple à GROSSMAN, MELINO et SHILLER [1987] qui se placent dans le cadre du modèle C-CAPM et à ENGLE et RODRIGUES [1989] qui utilisent des données internationales dans un modèle CAPM multivarié.

Quelques résultats sur la robustesse des estimations du paramètre dans un modèle ARCH-M relativement à différentes spécifications sont proposés par BAILLIE et DE GENNARO [1990] qui utilisent à la fois des rendements de portefeuilles quotidiens et mensuels. Le fait de changer la distribution conditionnelle normale en une distribution du type $t$ de Student fait passer d'un paramètre estimé significativement positif (au seuil de 5 %) le terme de variance dans la moyenne à un paramètre estimé peu significatif, voire de signe opposé. BOLLERSLEV et WOOLDRIDGE [1990] aboutissent aux mêmes résultats en se servant d'écarts types robustes; de même que FRENCH, SCHWERT et STAMBAUGH [1987] ou COCO et PARUOLO [1990]. De plus, GLOSTEN, JAGANNATHAN et RUNKLE [1989] montrent que le signe du coefficient de l'ARCH-M est sensible aux instruments que l'on ajoute à l'équation de moyenne et à celle de variance; GALLANT, ROSSI et TAUCHEN [1990] aboutissent aux mêmes conclusions dans un cadre semi-non paramétrique.

De nombreux auteurs se sont également intéressés à l'invariance de la relation linéaire qui relie le rendement anticipé et la variance conditionnelle dans un modèle ARCH-M simple. Par exemple, en introduisant des instruments supplémentaires sur les carrés des innovations passées pour estimer



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

la variance conditionnelle, HARVEY [1989] a trouvé que le coefficient variait de façon significative au cours du temps et qu'il variait avec le cycle de l'activité. C'est à cette stabilité également que CHOU, ENGLE et KANE [1989] se sont intéressés en généralisant le modèle ARCH-M de base pour permettre à ce paramètre de varier au cours du temps : ils ont utilisé pour cela une formulation espace-état. Ils ont également conclu à l'instabilité, qu'ils attribuent à la critique de ROLL [1977]; on peut consulter également à ce sujet FERSON, KANDEL et STAMBAUGH [1987] et NG [1989]. L'invariance du paramètre nécessite la prise en compte d'autres actifs risqués (autres que les actions). Cette conclusion empirique qui rejette la validité d'une simple relation linéaire entre le rendement anticipé et la volatilité des indices de valeurs corrobore les résultats théoriques de BACKUS et GREGORY [1988] et GENNOTTE et MARSH [1987]. [20]

Dans un contexte proche, on peut citer les travaux d'ATTANASIO et WADHWANI [1989] : pour eux, le pouvoir prédictif des dividendes versés dans le passé (voir FAMA et FRENCH [1988]) peut être expliqué par une mesure du risque qui utilise une modélisation ARCH. Ceci est davantage valable pour les données américaines que pour les données anglaises. Cependant, d'autres variables explicatives en plus de la variance conditionnelle comme les valeurs passées des taux d'intérêt nominaux et des taux d'inflation peuvent expliquer de façon significative les mouvements des rendements anticipés. ATTANASIO [1989] étend le modèle ARCH-M pour inclure à la fois le CAPM statique et le C-CAPM. Ces résultats confirment ceux obtenus par MANKIW et SHAPIRO [1986] et bien d'autres : le CAPM statique donne de meilleures représentations de la réalité que le C-CAPM. Bien entendu, ceci peut être dû au fait que la consommation agrégée donne une mauvaise mesure du risque fondamental de consommation. On pourra se reporter également à LEE et YOON [1990] et à SENTANA et WADHWANI [1989].

Apparemment, on n'a pas encore dit le dernier mot au sujet de la relation empirique qui relie les rendements anticipés du marché et la volatilité. Cependant, il est clair que dans le cadre des modèles conditionnels, tout modèle satisfaisant doit inclure la variation temporelle de la volatilité. De ce point de vue, les formulations ARCH-M et les méthodes semi-non paramétriques promettent d'autres résultats intéressants. Néanmoins, l'utilisation du modèle ARCH-M en tant qu'implémentation du CAPM de MERTON [1973] appelle de nombreuses critiques. Comme le font remarquer PAGAN et ULLAH [1988] et comme on l'a vu en 2.5, les estimateurs des paramètres dans l'équation de moyenne conditionnelle de la spécification ARCH-M ne sont pas asymptotiquement indépendants des paramètres de la variance conditionnelle; par conséquent, toute erreur de spécification dans l'équation de variance conduit généralement à des estimations biaisées et non convergentes des paramètres de la moyenne.

Les conséquences des modèles d'évaluation d'actifs contingents dépendent de façon cruciale de la variance de l'actif sous-jacent; RUBINSTEIN [1987] propose une récapitulation des modèles théoriques d'évaluation des actifs

---

20. Notons aussi les travaux empiriques de SENTANA et WADHWANI [1990] : pour eux, certains traders adoptent des stratégies de « feedback », ce qui affecte le niveau de la volatilité.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

dérivés d'un autre actif. On ne donnera pas une revue de la littérature empirique détaillée ici mais comme on l'a vu plus haut en 2.8, la méthodologie ARCH a déjà été utilisée avec succès pour l'évaluation des options sur actions et sur indices par JORION [1988], ENGLE, HONG et KANE [1990], DAY et LEWIS [1990], LAMOUREUX et LASTRAPES [1990*c*], CHOI et WOHAR [1990] ainsi que bien d'autres.

## 3.5. Modèles ARCH multivariés, à facteurs et modèles d'évaluation d'actifs

Tous les papiers que nous avons évoqués jusqu'à présent portent sur des analyses univariées; cependant, de nombreuses questions intéressantes en finance ne peuvent trouver des réponses pertinentes que dans un cadre multivarié, BOLLERSLEV, ENGLE et WOOLDRIDGE [1988] ont utilisé une formulation GARCH (1, 1)-M multivariée pour modéliser un portefeuille de marché constitué de trois types d'actifs par le CAPM : les actions, les obligations et les bons du trésor. Les résultats de l'estimation suggèrent l'existence de liens positifs significatifs entre la moyenne et la variance des trois catégories distinctes d'actifs. Cependant, tandis que le modèle trivarié semble être supérieur aux trois modèles GARCH (1, 1)-M correspondants, il apparaît également que le taux de croissance des dépenses agrégées de consommation et des excès de rendements passés ont un pouvoir explicatif additionnel pour le risque non diversifiable mesuré par la covariance conditionnelle avec le marché.

Cette approche se retrouve dans toute une série de travaux qui analysent les échanges moyenne-variance à la fois sur les marchés domestiques et sur les marchés internationaux d'actions ordinaires. Parmi d'autres, on peut retenir les papiers de BODURTHA et MARK [1988], HALL, MILES et TAYLOR [1988], KAPLAN [1988], ENGLE, FRANKEL, FROOT et RODRIGUES [1989], ENGLE et RODRIGUES [1989], GIOVANNINI et JORION [1989], NG [1989], DE SANTIS et SBORDONE [1990], FRENCH [1990], GIOVANNINI et JORION [1990] et HARVEY [1990]. Sans entrer dans les détails, on peut retenir que le fil conducteur dans la plupart de ces études concerne la recherche d'une prime de risque variable au cours du temps, alors qu'en même temps, les restrictions qu'implique le CAPM sont clairement rejetées. Il est important de reconnaître que les relations qui existent dans le CAPM conditionnel ne sont plus valables entre les moments non conditionnels; voir BOLLERSLEV, ENGLE et WOOLDRIDGE [1988]. Ainsi, les rejets du CAPM non conditionnel n'ont aucune incidence directe sur ces résultats.

Comme on l'a dit au paragraphe 2.7, les difficultés de calcul sont très importantes pour les modèles ARCH multivariés. A côté des paramétrisations diagonales et des structures de corrélations constantes qui sont employées dans les applications que l'on a présentées, le modèle ARCH à facteurs (13) fournit une autre structure simplifiée de la matrice de variance. ENGLE, NG et ROTHSCHILD [1989] utilisent un modèle ARCH à facteurs pour dix portefeuilles. Il est intéressant de remarquer que l'un des facteurs identifié empiriquement est un dummy sur le mois de janvier, tandis que l'autre est relié à la prime de risque de l'obligation. L'effet « petite



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

entreprise » bien connu est ainsi expliqué dans ce modèle comme étant une réponse aux covariances variables.

KING, SENTANA et WADHWANI [1990] utilisent aussi une approche par les ARCH à facteurs dans un modèle international d'évaluation d'actifs pour étudier le lien entre les différents marchés internationaux d'actions. Ce lien est approfondi par HAMAO, MASULIS et NG [1990 *a*] qui examinent les conséquences des transmissions de volatilité sur les marchés d'actions internationaux à l'aide d'une modélisation ARCH-M des prix quotidiens à l'ouverture et à la fermeture. Ils trouvent que la volatilité se transmet de New York vers Tokyo et de Londres vers Tokyo, mais pas de Tokyo vers New York et Londres. Ces résultats sont confirmés par CHEUNG et NG [1990] qui ont regardé les corrélations croisées entre les résidus centrés et réduits d'un modèle GARCH (1, 1). Ces transmissions ont d'ailleurs été amplifiées après le crack d'octobre 1987, comme l'ont remarqué HAMAO, MASULIS et NG [1990 *b*]. ENGLE et SUSMEL [1990] adoptent une approche similaire et trouvent des transmissions significatives entre les marchés américains et anglais; enfin NG, CHANG et CHOU [1990] ont montré la même chose pour les pays qui bordent le pacifique.

CHAN, CHAN et KAROLYI [1990] ont eux aussi étudié la transmission de la volatilité : ils ont regardé les relations entre l'indice Standard et Poors sur 500 actions et l'indice sur le marché de futures sur des données dont la périodicité est de 5 minutes, entre 1984 et 1986, ce qui représente 36 500 observations. Ils présentent une relation de causalité du marché de futures vers le marché spot compatible avec l'idée que les échanges de futures tendent à accroître la volatilité du marché au comptant. Cependant, la transmission de volatilité se fait aussi dans l'autre sens. CONRAD, GULTEKIN et KAUL [1990] trouvent eux que la volatilité ou les innovations sont pris en compte par les prix des titres de façon univoque des grosses entreprises vers les plus petites.

Les travaux futurs sont prometteurs, et devraient aider à approfondir la compréhension des liaisons et des transmissions de la volatilité des rendements d'actions.

## 3.6. **Persistance de la volatilité**

Sur les marchés d'actions, on observe que la variance réagit de façon permanente aux chocs. POTERBA et SUMMERS [1986] prétendent que pour des actifs multipériodes comme le sont les actions, les chocs doivent persister longtemps pour qu'une prime de risque variable puisse expliquer les fortes fluctuations observées sur le marché. Si les variations de volatilité ne sont que transitoires, le marché n'engendrera aucune modification significative de la prime de risque, et donc il ne se produira aucun changement significatif pour les facteurs d'escompte ou pour le prix de l'action qui est déterminé comme la valeur actualisée des rendements futurs nets. [21]

21. ATTANASIO [1989] prétend cependant que si la volatilité est suffisamment élevée, elle n'a pas besoin de rester élevée longtemps pour affecter les rendements.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

POTERBA et SUMMERS [1986] utilisent une procédure en deux étapes pour montrer que les chocs sur le marché des valeurs américaines sont de courte durée, leur demi-vie étant de moins de 6 mois. Par conséquent, ils rejettent les hypothèses de MALKIEL [1979] et de PINDYCK [1984] selon lesquelles les chocs qui ont frappé les investissements au début et au milieu des années soixante-dix représentaient les facteurs les plus importants de la chute des marchés au cours des années soixante-dix. Cependant, en se référant à un modèle GARCH (1, 1)-M, CHOU [1988] obtient un résultat très différent quant à la persistance de la volatilité : pour lui, la demi-vie moyenne d'un choc de volatilité est de 1 an environ, ce qui est compatible avec l'hypothèse de prime de risque variable; CAMPBELL et HENTSCHEL [1990] trouvent la même chose. Ces divergences relèvent en fait de méthodologies d'estimation différentes; on a vu les faiblesses de la méthode d'estimation en deux étapes dans la section 2.8.

En fait, les tests formels de racine unité dans la variance ont été effectués par de nombreux auteurs et l'hypothèse nulle de racine unité est toujours acceptée. Par exemple, FRENCH, SCHWERT et STAMBAUGH [1987] trouvent une racine unité dans la variance de l'indice quotidien de Standard et Poors, CHOU [1988] en trouve une dans la variance du Dow Jones, PAGAN et SCHWERT [1990] en trouvent une dans la variance des actions américaines, et enfin SCHWERT et SEGUIN [1990] en trouve une dans la variance des portefeuilles mensuels de marché. De plus, ces derniers mettent en évidence une source commune de volatilité variable des portefeuilles désagrégés, ce qui sous entend que les portefeuilles pourraient être co-persistents au sens de BOLLERSLEV et ENGLE [1990] (*voir* § 2.6). D'autre part, la présence d'une racine unité semble être robuste à la paramétrisation du modèle ARCH retenue. Par exemple, NELSON [1989, 1990 *c*] confirme cela en utilisant une formulation EGARCH tandis que GALLANT, ROSSI et TAUCHEN [1990] concluent au même résultat avec des méthodes semi-paramétriques.

ENGLE et MUSTAFA [1989] ont eux aussi étudié le degré de persistance des chocs de volatilité en combinant la formule d'évaluation des options de BLACK et SHOLES avec un processus stochastique de variance modélisé par un ARCH. Le modèle GARCH (1, 1) pour la volatilité de l'actif sous-jacent implicite au prix des options qui lui sont rattachées indique qu'il existe une forte persistance des variances conditionnelles. Cependant, on constate une nette baisse de cette persistance après le krach d'octobre 1987. SCHWERT [1990 *a*] donne un résultat qualitatif similaire et trouve que la volatilité des actions n'a retrouvé son comportement d'avant le krach qu'au début de l'année 1988. Toutefois, ce phénomène n'avait pas été observé après les crises moins importantes antérieures à 1987. A ce sujet, FRIEDMAN et LAIBSON [1989] ont modifié l'écriture du modèle ARCH pour permettre aux chocs importants d'infléchir la dynamique par rapport au comportement usuel après un choc « normal ».

Curieusement, et contrairement à ce que trouvent KEARNS et PAGAN [1990] sur données australiennes, les chocs ordinaires ont tendance à persister plus longtemps que les chocs annexes, de telle sorte que les modélisations GARCH qui ne font aucune distinction entre ces deux types de chocs sous



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

estiment généralement la persistence des chocs ordinaires. [22] Ainsi, ENGLE et GONZALEZ-RIVERA [1989] trouvent que la persistence dans la variance semble être reliée à la taille de l'entreprise : les actions des petites entreprises présenteraient des persistances moins fortes que celles des grandes entreprises qu'ont étudié ENGLE et MUSTAFA [1989]. SCHWERT et SEGUIN [1990] confirment ces résultats sur des portefeuilles de rendement optimal.

LAMOUREUX et LASTRAPES [1990 *a*] prétendent que le degré élevé de persistance dans les modèles GARCH peut être mis au compte d'erreurs de spécifications dans l'équation de variance. Ils ont trouvé que la durée de persistance des chocs pourrait être considérablement réduite par la prise en compte de variables indicatrices de sauts déterministes dans les variances non conditionnelles. DIEBOLD [1986 *a*] avait déjà évoqué ce type de problème en présupposant que l'existence apparente de racine unité, comme dans les modèles IGARCH, pouvait découler de changements de régimes qui affecteraient le niveau de la variance non conditionnelle. PERRON [1989] a d'ailleurs formulé récemment la même critique à l'égard les tests de racine unité dans la moyenne conditionnelle. L'identification de ces changements de régime de la variance non conditionnelle ainsi que le degré de dépendance de la variance conditionnelle constituent des directions de recherche intéressantes. Des généralisations à partir du modèle de rupture stochastique de régime d'HAMILTON [1989] pourraient apporter une aide à ce sujet ; voir SCHWERT [1989 *b*] et PAGAN et SCHWERT [1990]. D'ailleurs, même si les données sont engendrées par un processus IGARCH avec un $\omega$ constant, des variables indicatrices détectant les éventuels changements de régimes peuvent s'avérer avoir une influence significative.

Ces divers résultats empiriques ainsi que les implications économiques de la persistance dans la variance prouvent bien qu'il est indispensable de poursuivre les recherches dans ce domaine. Celles ci pourraient apporter la lumière sur les liens entre les différents modèles utilisés dans les études précédentes.

De plus, il serait utile pour analyser si la variance conditionnelle est reliée positivement aux rendements anticipés de préciser la distinction entre chocs permanents et chocs temporaires comme cela est fait dans la littérature concernant la présence de racine unité dans la moyenne. Il serait peut être possible de décomposer la variance totale en deux composantes : l'une qui est reliée au prix, et l'autre qui ne l'est pas.

Il serait également intéressant d'utiliser divers ensembles de données pour estimer le degré de persistance dans la volatilité des rendements. A peu d'exceptions près, la plupart des études portent sur le marché des actions américaines. Il faudrait regarder maintenant plus en détail les autres marchés américains, par exemple, les marchés d'options ou de futures, et les marchés d'actions des autres pays. ATTANASIO [1988] a par exemple étudié d'autres marchés américains, KEARNS et PAGAN [1990] le marché australien, HAMAO, MASULIS et NG [1990 *a*] les liens entre les volatilités sur trois marchés

22. Ceci est peut être dû au fait que les chocs annexes peuvent être la conséquence d'erreurs de mesures, celles-ci n'étant pas censées perdurer.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

internationaux d'actions, DE JONG, KEMMA et KLOECK [1990] le marché néerlandais et ENGLE et RODRIGUES [1989] le modèle CAPM international.

## 3.7. Les modèles ARCH et les études d'événements

La présence d'effets ARCH significatifs pour les rendements des actions de firmes individuelles peut avoir des conséquences importantes sur la méthodologie des études de cas que l'on utilise fréquemment lors des études financières empiriques. En fait, de nombreux chercheurs en finance, tels que BROWN et WARNER [1985] ont déjà signalé l'importance de la détection des variances variables dans le cadre des études de cas. Intuitivement il est clair que la détection des rendements anormaux recquiert une estimation correcte des innovations. Ceci est d'autant plus vrai que l'on a souvent montré que les « événements » étaient souvent associés à des ruptures dans la variabilité des rendements des actions concernées. Cependant, la plupart des formulations de variances variables que l'on trouve dans la littérature sont *ad hoc*, ce qui rend l'approche systématique par les modèles ARCH d'autant plus attractive.

De nombreux travaux empiriques récents utilisent par conséquent la méthodologie ARCH : CONNOLLY et MCMILLAN [1988] pour les changements de la structure du capital, POON [1988] pour les divisions d'actions, DE JONG, KEMNA et KLOECK [1990] pour l'effet d'expiration des options. DE JONG, KEMNA et KLOECK [1990] ont montré par exemple que le fait d'ignorer les queues de distribution épaisses et les variances variables pouvait conduire à tort à la détection de rendements anormaux.

Dans toutes les études précédentes, la dynamique des variances conditionnelles et celle des bétas n'ont pas été modélisées simultanément. Cependant ceci peut être fait dans le cadre du modèle CAPM : c'est ce qu'ont proposé BOLLERSLEV, ENGLE et WOOLDRIDGE [1988] ; c'est le modèle que l'on a évoqué en 3.5 dans lequel le béta est calculé comme le quotient de la covariance conditionnelle variable du rendement de la firme individuelle et du rendement du portefeuille de marché par la variance du rendement du portefeuille de marché. Dans le cas particulier où l'on choisit une structure de corrélations constantes (BOLLERSLEV [1990]), la dynamique des bétas est complètement spécifiée par la variance de la firme et la variance du marché. Ce modèle apparaît davantage plausible que celui qui prendrait béta constant ou celui qui postulerait que béta suit un processus indépendant des variances des erreurs.

## 3.8. Effet ARCH et interprétations économiques

L'existence répandue des effets ARCH et la persistance de la variance des rendements d'action ont conduit les experts à rechercher l'origine de ces phénomènes. Le modèle GARCH ($p$, $q$) peut être considéré comme une forme réduite d'une structure dynamique plus compliquée de moments du second ordre variant au cours du temps. Ainsi, des interprétations et des variables explicatives ont été proposées à la fois au niveau micro et au niveau macroéconomique. Au niveau micro-économique, LAMOUREUX et



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

LASTRAPES [1990 *b*] prétendent que l'effet ARCH reflète des comportements relatifs au regroupement des volumes d'échanges. Ils ont trouvé, en introduisant les volumes courant dans l'équation de variance d'un modèle GARCH (1, 1), que les coefficients des carrés des résidus passés n'étaient plus significatifs. Ces résultats sont peut être sérieusement biaisés par un problème de simultanéité, des corrélations pouvant exister entre les volumes et les prix : c'est ce que montrent divers auteurs dont KARPOFF [1987]. En fait, lorsque l'on utilise les volumes retardés comme instruments pour les volumes courants, l'effet ARCH standard redevient significatif. GALLANT, ROSSI et TAUCHEN [1990] explorent cette relation entre les volumes et les rendements passés et la volatilité des rendements d'actions dans un cadre semi-non paramétrique, pour l'indice Dow Jones. Ils trouvent en plus que les fortes variations des prix sont suivies par de fortes variations de volumes.

Au niveau macroéconomique, on a également proposé des variables économiques pertinentes pour expliquer la volatilité des actions. Par exemple, CAMPBELL [1987] et GLOSTEN, JAGANNATHAN et RUNKLE [1989] ont trouvé que les taux d'intérêt nominaux étaient des déterminants significatifs de la volatilité. De plus, GLOSTEN, JAGANNATHAN et RUNKLE [1989] ont montré que la prise en compte des taux d'intérêt dans la formulation GARCH conduisait à atténuer l'effet de persistance mesuré par les paramètres du GARCH linéaire usuel, suggérant ainsi l'existence d'une co-persistance entre les taux d'intérêt et les rendements. ATTANASIO [1989] et ATTANASIO et WADHWANI [1989] ont montré quant à eux que les revenus des dividendes jouaient un rôle significatif sur la volatilité des actions. ENGLE et RODRIGUES [1989] prouvent que la variance des rendements dépend de l'offre de monnaies M1 et d'un indice du prix du pétrole, tandis que SCHWERT [1989 *a*] trouve une relation entre le cycle de l'activité et les crises financières. En se fondant sur des données de rendements d'actions américaines entre 1834 et 1987, il trouve que leur volatilité a tendance à être plus élevée au cours des récessions et réagit vivement aux crises bancaires.

L'impact des comportements de marge sur la volatilité est un phénomène plus sujet à caution. HARDOUVELIS [1990] et HARDOUVELIS et PERISTIANI [1990] trouvent une relation négative significative entre la volatilité des rendements et les comportements de marge sur les marchés américains et japonais. Cependant, HSIEH et MILLER [1990] et SCHWERT [1989 *b*, 1989 *c*] prétendent que ce résultat est faux à cause du haut degré de persistance des chocs de volatilité ; voir aussi KUPIEC [1990] et SEGUIN [1990]. En fait, ces études prouvent que des changements de comportement de marge ont tendance à accroître la volatilité, la réciproque étant fausse.

Il est peu probable que la liste des variables données dans l'ensemble de ces études soit exhaustive. Bien qu'il puisse valoir la peine de considérer un ensemble plus large de variables, il peut s'avérer plus fructueux de proposer des modèles structurels pouvant expliquer les constatations empiriques. L'étude récente de BROCK et KLEIDON [1990] est intéressante à ce titre : ils ont constaté que l'écart entre l'offre et la demande s'élargissait au moment de l'ouverture et de la fermeture des marchés. De même, les développements plus poussés de ADMATI et PFLEIDERER [1988] et d'autres, qui déterminent simultanément le prix et le volume des actions échangées en accord avec les normes empiriques peuvent être plein d'enseignement.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

# 4 Application des ARCH aux données de taux d'intérêt

Au cours des dix dernières années, on a accordé une grande attention à la relation qui lie les taux d'intérêt à court terme et à long terme ainsi qu'à l'importance de l'existence d'une prime de risque pour expliquer la structure par terme. Par exemple, SHILLER [1979] et SINGLETON [1980] ont tous les deux soutenu que les taux d'intérêt à long terme étaient trop volatils pour obéir à la théorie des anticipations rationnelles de la structure par terme et pour être compatibles avec une prime de risque constante. Ce point a été confirmé par d'autres études qui ont prouvé que les estimateurs fondés sur une structure de marché efficient étaient biaisés. Les tentatives postérieures de SHILLER, CAMPBELL et SCHOENHOLTZ [1983], de MANKIW et SUMMERS [1984] et d'autres pour modéliser des formes particulières d'anticipations irrationnelles ont largement échoué. Cependant, étant donné que le degré d'incertitude des différents taux d'intérêt varie au cours du temps, la compensation que voudra recevoir un investisseur averse au risque et l'existence d'une prime de risque variable peuvent réconcilier ces constatations avec l'efficience du marché. [23] Dans les paragraphes qui suivent, on présente quelques études qui utilisent des techniques ARCH pour modéliser les moments conditionnels du second ordre variables au cours du temps et les primes de risques dans la structure par terme des taux d'intérêt.

## 4.1. Spécification de modèles et persistance de la volatilité

Les tentatives de modélisation des regroupements de volatilité pour les données de taux d'intérêt remontent au moins au papier de FAMA [1976]. En revanche, la première étude utilisant une formulation ARCH explicite est celle de WEISS [1984] qui a estimé des modèles ARCH sur un ensemble de seize séries macroéconomiques, y compris des données mensuelles sur les rendements des obligations AAA. Les effets ARCH qu'ils présentent sont très significatifs. Ces résultats ont été depuis confirmés par de nombreuses études, et comme pour les rendements d'actions, les estimations des paramètres obtenus dans la plupart de ces modèles indiquent une forte persistance des chocs de volatilité, c'est-à-dire des comportements de type IGARCH. Par exemple, HONG [1988] a estimé un modèle GARCH (1, 1) sur les excès de rendement des bons du Trésor à 3 mois sur les bons du Trésor à 1 mois, et a trouvé $\hat{\alpha}_1 + \hat{\beta}_1 = 1.073$. Des résultats identiques avaient été énoncés par ENGLE, LILIEN et ROBINS [1987] qui utilisaient une spécification ARCH (12)

23. Le fait d'autoriser une racine unité dans le processus des taux courts peut expliquer l'excès apparent de volatilité ; voir par exemple CAMPBELL et SHILLER [1990].



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

linéaire pour les excès de rendement trimestriels des bons à 6 mois sur ceux à 3 mois. En même temps, les estimations obtenus pour les bons à 20 ans suggèrent que la persistance de la volatilité est plus faible pour les obligations les plus longues. Il serait intéressant de formaliser cette constatation. On peut remarquer aussi que ENGLE, NG et ROTHSCHILD [1990] indiquent que les déterminants sous-jacents des chocs de volatilité sont communs entre les taux d'intérêt les plus courts, ce qui pourrait s'expliquer par un phénomène de co-persistance des variances.

Comme on l'avait vu, les modèles ARCH élémentaires avec erreurs conditionnellement normales s'avèrent inadaptés pour rendre compte de la totalité de l'excès de kurtosis des rendements d'actions et des taux de change ; ce phénomène est moins évident en ce qui concerne les taux d'intérêt. On note tout de même quelques exceptions : LEE et TSE [1988] ont rejeté la normalité conditionnelle sur le marché du dollar de Singapour et ont proposé des distributions de Student ou de Gram-Charlier ; MCCULLOCH [1985] a trouvé aussi un rejet significatif de la normalité pour des données américaines en choisissant une formulation d'hétéroscédasticité conditionnelle adaptative. La plupart des études sur les taux d'intérêt ont en fait adopté des spécifications GARCH ($p$, $q$) linéaires. Cependant, comme pour l'effet de levier constaté pour les données sur les actions (*voir* 3.3), des dépendances non linéaires peuvent sans doute exister dans la variance conditionnelle des taux d'intérêt.

Des recherches systématiques dans ces directions pourraient sans doute révéler des résultats intéressants.

## 4.2. Modèles ARCH-M et primes de risques variables

ENGLE, LILIEN et ROBINS [1987] ont ajusté un modèle ARCH-M sur les données trimestrielles d'excès de rendement de bons à 6 mois sur les bons du Trésor à 3 mois entre 1960 et 1984. Après avoir testé différentes formes fonctionnelles pour mettre en évidence une prime de risque variable, ils proposent le logarithme de la variance conditionnelle qui colle le mieux aux données. En moyenne, la prime de terme vaut seulement 0,14 % par trimestre, mais elle varie d'une façon systématique tout au long de la période d'observation. [24] Il est intéressant de remarquer qu'à l'exception du cas du spread, les variables que l'on avaient retenu jusqu'alors avec succès pour prévoir les excès de rendement ne sont généralement plus significatives dès lors que l'on introduit une fonction de la variance conditionnelle parmi les régresseurs. BABA [1984] obtient des résultats identiques. Cependant, les résultats concernant le bons du Trésor à 6 mois ont été remis en question par PAGAN et SABAU [1987*b*] ; en utilisant divers tests de robustesse, ils

24. ANSIER [1985] utilise la prime de liquidité estimée dans ce papier pour évaluer la variance qui en découle pour l'excès de rendement des titres longs par rapport aux titres courts. La prise en compte de cette prime variable contribue à accroître les bornes de la variance et à affaiblir les conclusions de SHILLER [1979] sur l'exès de volatilité.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

prétendent que l'équation de variance du modèle ARCH (12) est mal spécifiée, ceci étant dû à de mauvaises estimations des paramètres du terme de prime de risque.

L'utilité du modèle ARCH-M pour fournir une bonne mesure du risque a également été examinée dans un cadre plus théorique par BACKUS, GREGORY et ZIN [1989]. En générant des données dynamiques dans une économie d'échange à un agent représentatif (MEHRA et PRESCOTT [1985]), dans laquelle les primes de risque sont des fonctions connues, ils montrent que les effets ARCH sont liés plus directement aux erreurs de prévision qu'à la prime de risque. BACKUS et GREGORY [1988] vont plus loin en montrant que dans cette économie théorique, il n'est pas nécessaire qu'il y ait une relation entre la prime de risque et les variances conditionnelles. Au contraire, MORGAN et NEAVE [1989] construisent un modèle théorique dans lequel le rendement d'un contrat de futures est déterminé linéairement par son propre écart type conditionnel. Sur des contrats de futures sur bons du Trésor ou sur eurodollars, la spécification ARCH-M suggérée par la théorie est généralement bien confirmée par les observations, même si d'autres variables comme l'effet « jour de la semaine » ou le niveau des taux courts ont également une influence importante. Des travaux théoriques plus poussés dans ce domaine pourraient s'avérer informatifs. De plus, les modèles ARCH-M pourraient aider à éclaircir le débat récent sur la relation qui relie la structure par terme et le système de la réserve fédérale ; voir MANKIW, MIRON et WEIL [1987, 1990], HARDOUVELIS [1988] et FISHE et WOHAR [1990].

## 4.3. Modèles ARCH multivariés et structure par terme

Comme on vient de le voir, les relations univariées de type ARCH que l'on observe pour les taux d'intérêt à court terme manquent de fondement théorique. La plupart des théories d'évaluation d'actifs font appel à une relation d'échange explicite entre les rendements anticipés et les covariances conditionnelles pour les portefeuilles représentatifs. Par exemple, d'après la théorie standard du CAPM, les rendements anticipés sont proportionnels à la covariance des rendements avec celui du portefeuille de marché. Comme on l'a vu en 3.5, BOLLERSLEV, ENGLE et WOOLDRIDGE [1988] utilisent une modélisation GARCH (1, 1)-M trivariée pour le CAPM avec covariances variables, considérant que le marché ne comprend que des actions, des obligations et des bons du Trésor. Le risque non diversifiable mesuré par la covariance conditionnelle avec le marché fournit une meilleure explication de la prime de terme que ne le fait la variance conditionnelle tirée de chaque modèle GARCH (1, 1)-M univarié. Les bétas que l'on obtient pour les obligations et les bons du Trésor sont également variables au cours du temps et prédictibles. De la même façon, EVANS [1989] se fonde sur une approche ARCH-M multivariée pour estimer et tester un CAPM intertemporel dans lequel les bétas sont autorisés à varier au cours du temps, et il trouve que le ICAPM n'est pas rejeté si le portefeuille de référence englobe à la fois les actions et les biens immobiliers.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

L'évaluation de la partie la plus courte de la structure par terme est étudiée par ENGLE, NG et ROTHSCHILD [1990] qui travaillent sur des données de taux sur bons du Trésor à échéance entre 2 et 12 mois. Ils trouvent en utilisant un modèle ARCH à un facteur et à deux facteurs qu'un portefeuille composé de quantités identiques des différents types de bons permet de prévoir à la fois la volatilité et la prime de risque des bons des différentes maturité. ENGLE et NG [1990] utilisent pour leur part un modèle semblable pour étudier les déformations temporelles de la courbe des taux et l'effet d'un choc sur la volatilité ; on peut citer aussi STEELEY [1990] pour la mise en évidence empirique sur les données britanniques. Il serait maintenant souhaitable que des travaux identiques, pour la partie longue de la structure par terme, soient entrepris.

Dans le cadre d'une application différente, EVANS et WACHTEL [1990] examinent les effets des variations de production et d'inflation sur les taux d'intérêt en se fondant sur une équation de Fisher généralisée dérivée du modèle CAPM de consommation. Après la mise en œuvre d'une procédure en deux étapes indirecte et à partir de données mensuelles, ils aboutissent au résultat suivant : contrairement à ce que laisse présager l'équation de Fisher usuelle, le CAPM avec covariances conditionnelles variables et coefficients variables peut expliquer la dynamique des taux d'intérêt à court terme.

## 4.4. Couverture dynamique

L'estimation traditionnelle du ratio de couverture permettant de minimiser le risque se fait en régressant l'instrument à couvrir sur l'instrument de couverture, ce qui correspond à une estimation de la covariance non conditionnelle divisée par la variance non conditionnelle. C'est cette approche qu'adopte l'étude de PARK et BERA [1987], dans laquelle ils présentent les estimations du ratio de couverture avec des taux de mortgage sur le marché spot et sur le marché de futures. Ils trouvent que lorsque l'on envisage une couverture croisée, les résidus de régression sont caractérisés par un ARCH, et que des estimations meilleures du ratio de couverture peuvent être obtenues en modélisant explicitement l'hétéroscédasticité à l'aide d'un ARCH (1) linéaire simple ; voir aussi BERA, PARK et BUBNYS [1987].

Cependant, la variation temporelle systématique que l'on observe pour les moments conditionnels du second ordre dans la plupart des séries financières de périodicité courte (y compris les taux d'intérêt et les taux à terme) prouvent que les ratios de couverture qui mettent en jeu des fonctions des variances et covariances conditionnelles ne sont généralement pas constants au cours du temps. La modélisation ARCH multivariée constitue le cadre idéal pour traiter ce type de question. CECCHETTI, CUMBY et FIGLEWSHI [1988] adoptent cette approche en estimant un modèle ARCH (3) linéaire bivarié avec corrélations conditionnelles constantes, sur des données mensuelles de taux à 20 ans sur les bons du Trésor. Les estimateurs obtenus pour le ratio de couverture qui minimise le risque et le ratio de couverture qui maximise l'utilité mettent en évidence une variation sensible sur l'ensemble de la période, entre 0.52 et 0.91. Entre autre, il serait intéressant



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

d'utiliser le même type d'idée pour analyser les stratégies d'immunisation et d'assurance de portefeuille.

# 5 Applications des ARCH aux données de taux de change

La caractérisation des mouvements de taux de change, y compris les dynamiques du second ordre, ont des conséquences importantes sur la plupart des enjeux de la finance internationale. Non seulement elle est importante pour la théorie de l'évaluation des actifs internationaux (voir paragraphes précédents), mais les mouvements du taux de change conditionnent aussi de façon évidente la gestion des portefeuilles internationaux. De nombreuses questions d'ordre politique relatives à l'impact du taux de change sur les diverses variables macroéconomiques requièrent également une bonne compréhension des dynamiques sous-jacentes.

## 5.1. Effets ARCH et spécification de modèles

Encore une fois, la théorie traditionnelle des séries temporelles n'a pas suffi pour décrire les mouvements à court terme des taux de change qui présentent entre autres des périodes de stabilité puis des périodes de trouble au regard de la volatilité et des distributions non conditionnelles leptokurtiques ; voir par exemple Mussa [1979] et Friedman et Vandersteel [1982]. Comme on l'a déjà vu plus haut, la classe des modèles ARCH est parfaitement adaptée pour décrire ce type de comportement. Tandis que les rendements d'actions présentaient certains degrés d'asymétrie dans leur variance conditionnelle, la nature même des taux de change qui sont par définition bilatéraux rend de telles asymétries peu probables. En l'absence de modèle structurel pour les variances conditionnelles, le modèle GARCH ($p$, $q$) linéaire décrit en (7) apparaît le candidat naturel pour modéliser la dynamique des taux de change.

Par exemple, Hsieh [1988 *a*] a travaillé sur les taux de change nominaux du dollar US contre cinq différentes monnaies en quotidien ; il montre que les distributions conditionnelles varient au cours du temps comme le laissaient présupposer les fortes autocorrélations des carrés des taux de croissance ; un modèle ARCH (12) avec une structure linéairement décroissante de retards permet de prendre en compte la quasi-totalité des dépendances stochastiques non linéaires ; voir aussi Milhøj [1987 *a*],



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

DIEBOLD [1988] et DIEBOLD et NERLOVE [1989]. [25] Ces résultats sont corroborés dans les papiers plus récents de HSIEH [1989 *a*, 1989 *b*] qui se basent sur des formulations GARCH (1, 1). [26] Le modèle GARCH (1, 1) semble d'ailleurs meilleur que le modèle ARCH (12) estimé par HSIEH [1988 *a*] selon le test BDS de dépendance non linéaire (voir 3.1) et le test de Ljung-Box sur les carrés des résidus. TAYLOR [1986], MCCURDY et MORGAN [1987], KUGLER et LENZ [1990] et enfin PAPELL et SAYERS [1990] aboutissent aux mêmes conclusions.

Bien entendu, comme pour les autres prix spéculatifs il est possible que la présence d'un effet ARCH significatif soit due à une mauvaise spécification de la dynamique du premier ordre résultant d'une dépendance en les moments conditionnels d'ordre supérieur. Cependant, si une telle dépendance non linéaire est présente dans la moyenne conditionnelle, elle doit être exploitée pour la prévision. DIEBOLD et NASON [1990] trouvent en effectuant une analyse non paramétrique circonstanciée utilisant des techniques de régressions pondérées que les prévisions fondées sur des estimations non paramétriques n'apportent aucune précision supplémentaire par rapport aux prévisions issues d'un modèle de martingale élémentaire ; ceci est cohérent avec l'idée que toute dépendance des mouvements de taux de change à court terme ne passe que par la variance conditionnelle et par les moments d'ordre supérieur. MEESE et ROSE [1989] et KIM [1989] aboutissent aux mêmes conclusions alors que TAYLOR [1990 *b*] prétend curieusement que la moyenne conditionnelle peut être prévue de façon suffisante pour permettre la réalisation de profits.

Si les effets ARCH sont clairement significatifs sur les données quotidiennes et hebdomadaires, DIEBOLD [1988] et BAILLIE et BOLLERSLEV [1989] ont remarqué que ces effets ARCH avaient tendance à s'atténuer pour les données de fréquence plus faible. Par exemple, dans le papier de BAILLIE et BOLLERSLEV [1989], le test porte-manteau de Ljung-Box pour les dix premières autocorrélations des carrés des différences premières des logarithmes des taux de change de six devises présente une statistique de test de Ljung-Box qui décroît régulièrement avec la fréquence des observations : de 130.6 pour les données quotidiennes, elle passe à 10.6 pour les données mensuelles. Ceci est en accord avec les résultats asymptotiques de DIEBOLD [1986 *b*, 1988] ; comme le montrent DROST et NIJMAN [1990], les estimations des paramètres obtenus par BAILLIE et BOLLERSLEV [1989] pour les modèles GARCH (1, 1) sur des données plus espacées peuvent aussi être expliquées par des effets d'agrégation. Pour la plupart des actifs domestiques, la mise en évidence empirique des effets d'agrégation temporelle est moins claire, sans doute parce que les non linéarités d'ordre supérieure se compensent. Il serait souhaitable d'approfondir l'étude à l'aide de diverses catégories d'actifs.

---

25. TSAY [1989] qui utilise une généralisation de la formulation à paramètres variables du modèle ARCH ($q$) linéaire usuel (2.1) trouve que la prise en compte de corrélations croisées dans ce modèle sur des données hebdomadaires de change £/$ domine des résultats proches de ceux obtenus avec un modèle ARCH (12) conventionnel.
26. Pour la livre Sterling uniquement, le modèle GARCH (1, 1) incluant un effet « vacances » déterministe dans la variance conditionnelle est rejeté sur données quotidiennes. GALLANT, HSIEH et TAUCHEN confirme cela en proposant des méthodes semi-paramétriques.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

## 5.2. Densités conditionnelles non normales

Le modèle GARCH (1,1) linéaire symétrique élémentaire fournit une bonne description des dynamiques du second ordre pour la plupart des séries de taux de change postérieures au flottement des monnaies (1973); cependant, l'hypothèse de normalité conditionnelle ne permet pas d'expliquer complètement l'excès de kurtosis que l'on observe sur les données quotidiennes et hebdomadaires; voir McCurdy et Morgan [1987], Milhøj [1987 *a*], Hsieh [1989 *a*] et Baillie et Bollerslev [1989 *a*]. Comme on l'a vu en 2.3, les estimations du quasi maximum de vraisemblance obtenues sous l'hypothèse de normalité conditionnelle sont généralement convergentes et asymptotiquement normales mais la matrice de covariance asymptotique doit être modifiée de façon adéquate. Cependant dans de nombreuses applications comme par exemple l'évaluation des options, une caractérisation complète de la distribution des taux spot est nécessaire.

On l'a déjà noté, on peut proposer de nombreuses distributions conditionnelles alternatives pour les erreurs. Baillie et Bollerslev [1989] trouvent que la distribution de Student donne de meilleurs résultats que la distribution exponentielle et rend compte correctement de l'excès de kurtosis dans la plupart des cas. Hsieh [1989 *a*] spécifie lui aussi une distribution de Student, ainsi que des distributions mixtes normales-Poisson et normale-log normale. Notons aussi l'étude de Jorion [1988] qui propose le modèle ARCH (1) de diffusion et de saut (voir 3.2) pour expliquer les variations quotidiennes du taux de change deutschemark/dollar entre 1974 et 1985. En se fondant sur un test standard du rapport de vraisemblance, il accepte l'hypothèse jointe de processus à sauts et d'effets ARCH.

Dans un contexte relativement proche Lastrapes [1989] trouve que la prise en compte de variables indicatrices dans la variance conditionnelle afin de traduire les changements de la politique de la FED réduit le degré de leptokurticité des résidus standardisés. [27] Il serait intéressant maintenant de poursuivre les travaux visant à déterminer de façon endogène le timing des mouvements de taux de change les plus importants et des changements de régime, ce qui pourrait permettre d'expliquer une partie de l'aspect leptokurtique résiduel; voir aussi Engle et Hamilton [1990].

## 5.3. Modèles ARCH non linéaires et non paramétriques

On vient de le voir, de nombreux experts ont remarqué des écarts par rapport à la normalité pour les résidus d'un modèle GARCH ($p$, $q$) linéaire, et ils ont répondu avec succès à ce problème en employant des densités paramétriques plus sophistiquées rendant compte de l'excès de kurtosis. L'approche alternative est celle que l'on a évoquée en 2.4 : la procédure non paramétrique. C'est elle qu'utilisent Gallant, Hsieh et Tauchen [1989];

27. De même, le degré de persistance dans la variance diminue.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

ils reprennent la technique semi-paramétrique mise au point dans GALLANT et TAUCHEN [1989] pour estimer un modèle de taux de change livre sterling/dollar, analysé par HSIEH [1989 *a*]. Le fil conducteur s'apparente au modèle ARCH linéaire usuel et contrairement à ce qui est fait pour les autres prix spéculatifs, la réponse de la variance conditionnelle à des chocs positifs et négatifs est symétrique. Cependant, la densité conditionnelle estimée présente des queues bossues. ENGLE et GONZALEZ-RIVERA [1989] obtiennent une forme identique en utilisant une estimation non paramétrique de la densité dans un modèle GARCH (1,1) pour le même taux sur la même période. Il est probable que cette forme particulière est due à quelques observations atypiques sur cette période précise. En fait, BOLLERSLEV [1987] et BAILLIE, BOLLERSLEV [1989 *a*] acceptent la distribution de Student sur la période 1980-1985, en excluant donc la période des années soixante-dix.

## 5.4. Origines de la volatilité intra et inter-marché

Tout en préservant l'efficience de marché, les effets ARCH importants que l'on constate sur les données de fréquences élevées sont sans doute causés par la quantité des informations ou la qualité de l'information qui se transmet au marché par vagues successives, ou bien encore par le temps que mettent les agents des marchés à intégrer complètement cette information; voir DIEBOLD et NERLOVE [1989] ou bien GALLANT, HSIEH et TAUCHEN [1989]. Pour montrer cela, ENGLE, ITO et LIN [1990] définissent quatre pôles géographiques : l'Europe, New York, le Pacifique et Tokyo. Si les arrivées d'information sur l'un de ces marchés ne sont pas corrélées avec celles des autres marchés, on peut rechercher l'origine des regroupements de volatilité en effectuant un test de causalité entre les accroissements de volatilité sur les différents marchés. En étudiant les variations intra-day du taux de change yen/dollar, ENGLE, ITO et LIN [1990] montrent que la volatilité de chacun des marchés est affectée de façon significative par les variations de volatilité sur les autres marchés, excepté pour le marché de Tokyo; la volatilité se transmet ainsi dans le temps et dans l'espace comme un « essaim de météorites », confortant ainsi l'hypothèse de transmission de l'information. Ils écartent donc l'influence de la coordination stochastique des politiques à partir notamment des transmissions importantes de volatilité au début des années quatre-vingt, période pourtant remarquable au regard de la faiblesse de la coordination internationale des politiques économiques. LIN [1989 *a*] aboutit aux mêmes conclusions en étudiant un modèle ARCH multivarié à facteurs.

BAILLIE et BOLLERSLEV [1990 *b*] examinent également sur des données horaires concernant les changes des quatre devises principales contre le dollar la relation de causalité entre les rendements et la volatilité. Encore une fois, l'effet « d'essaim de météorites » apparaît clairement. Cependant, ils mettent aussi en évidence une volatilité spécifique à chaque marché, en prenant en compte un effet déterministe sur la journée d'exercice. En outre, la volatilité sur l'ensemble de la journée présente des caractéristiques claires pour les quatre taux observés : elle apparaît plus élevée aux heures d'ouverture et de fermeture des trois principaux marchés : Londres, New York et



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

Tokyo. Le marché de New York demeure le plus volatil, comme l'avait déjà observé WHISTLER [1988], suivi par le marché européen.

Il serait intéressant d'implémenter et de tester des modèles plus structurels cohérents avec les constatations empiriques que l'on vient d'énoncer; de tels travaux permettraient sans doute de comprendre mieux les théories sous-jacentes de la micro-structure des marchés. L'analyse empirique des données de très haute fréquence telle que celle des quotations en continu des cours offerts et demandés décrits par GOODHART [1990] devrait apporter également une certaine lumière.

## 5.5. **Persistance de la volatilité**

Comme pour les rendements d'actions et les taux d'intérêt, la persistance des chocs de volatilité sur le marché des changes apparaît très élevée. Par exemple, ENGLE et BOLLERSLEV [1986] ont trouvé en estimant un modèle GARCH(1,1) sur des données hebdomadaires de change entre le dollar et le franc suisse que $\alpha_1 + \beta_1 = 0{,}996$; cette constatation plaide en faveur de l'utilisation d'une formulation GARCH intégrée, ou IGARCH. Ceci est confirmé dans les papiers de BOLLERSLEV [1987], MC CURDY et MORGAN [1987, 1988], HSIEH [1988 *a*], KIM [1989], BAILLIE et BOLLERSLEV [1989], HSIEH [1989 *a*] et TAYLOR [1990 *a*]. [28]

Même si de nombreuses devises présentent un comportement de type IGARCH, il est certainement possible qu'il existe une persistance commune aux différents taux de change. [29] La présence de cette copersistance peut avoir des conséquences empiriques importantes; par exemple pour les décisions d'allocation de portefeuille optimal qui associent l'espérance de rendement et le risque. Cette idée est illustrée dans le cadre d'un modèle GARCH(1,1) bivarié par BOLLERSLEV et ENGLE [1990] : ils trouvent qu'une grande part de la persistance observée dans la matrice de variance-covariance pour les taux de change du deutschemark et de la livre sterling contre le dollar provient d'une source commune, et que le taux bilatéral correspondant (deutschemark/livre sterling) présente moins de persistance dans sa volatilité. Il serait souhaitable que les travaux futurs tentent de fournir un cadre théorique à ces observations et s'attachent à vérifier ces phénomènes pour d'autres devises et d'autres catégories d'actifs.

---

28. Seul fait étonnant : avec un modèle GARCH(24,1) horaire auquel ils ajoutent des variables indicatrices dans l'équation de variance conditionnelle, BAILLIE et BOLLERSLEV [1990 *b*] obtiennent une persistance très faible avec $\hat{\alpha}_1 + \ldots + \hat{\alpha}_{24} + \hat{\beta}_1$ compris entre 0,374 et 0,771 seulement.

29. Par exemple, dans une étude semblable à celle de LAMOUREUX et LASTRAPES [1990 *a*], CONNOLLY [1990] trouve que l'introduction du volume d'échange dans l'équation de variance conditionnelle pour le taux dollar/yen a tendance à faire décroître la persistance, ce qui plaide en faveur d'un déterminant commun au volume et à la volatilité.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

## 5.6. **Modèles ARCH-M et primes de risque**

Un grand nombre d'études disponibles s'attachent à montrer que le taux à terme n'est pas un prédicteur sans biais du taux spot futur correspondant ; voir entre autres HAKKIO [1981], HSIEH [1984], BAILLIE [1989], MC CURDY et MORGAN [1990 *a*]. Sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles, l'introduction d'une prime de risque peut réconcilier cette observation avec l'efficience du marché, et des modèles théoriques ont été construits pour générer des primes de risque sur les marchés des changes. [30] On peut consulter entre autres HODRICK et SRIVASTAVA [1984], DOMOWITZ et HAKKIO [1985], DIEBOLD et PAULY [1988 *a*] et KENDALL [1989]. D'après les diverses théories, la prime de risque dépend de la distribution de probabilité conditionnelle du taux spot futur. Si l'on se réfère à la propriété de variation des distributions conditionnelles des taux de change spot mis en évidence dans les paragraphes précédents, il est clair qu'une telle prime de risque varie au cours du temps. On utilise empiriquement différentes spécifications pour cette prime de risque, mais la plupart d'entre elles dépendent directement de la variance conditionnelle du taux spot ; HODRICK [1987] présente une excellente revue de la littérature à ce sujet.

Les premières tentatives effectuées par DOMOWITZ et HAKKIO [1985] puis DIEBOLD et PAULY [1988 *a*] pour modéliser une telle prime de risque variable sur les marchés à terme de taux de change dans un cadre ARCH-M univarié ont largement échoué. Plusieurs explications sont possibles. Par exemple, le problème qui consiste à déterminer qui est indemnisé pour le risque dans une économie d'échange plaide contre la constance du paramètre ARCH-M, qui conduit à des résultats non significatifs. [31] Une autre explication possible est que les deux études utilisent des données mensuelles, ce qui n'autorise qu'un effet ARCH faible comme on l'a vu en 5.1. [32]

KENDALL et MCDONALD [1989] utilisent des données hebdomadaires pour étudier le taux de change du dollar australien/dollar US : ils trouvent, dans un modèle GARCH (1,1)-M un effet significatif dans la moyenne, tout comme MCCURDY et MORGAN [1990 *a*] pour les données de futures canadiens. En même temps, MCCURDY et MORGAN [1988] et KENDALL [1989] ne trouvent pas cet effet sur des données hebdomadaires concernant les taux

---

30. Une autre explication possible compatible avec l'efficience du marché peut être trouvée dans les restrictions imposées par des bandes de fluctuations. Cependant, KODRES [1990] montre dans une étude empirique que cette hypothèse est peu fondée.
31. FRANKEL [1986] prétend que la prime de risque doit être petite puisqu'elle est déterminée par la variance conditionnelle de la différence entre la variation du taux spot et l'escompte de terme, qui est elle même bornée par la variance non conditionnelle. Cependant, comme le fait remarquer Pagan (1988) cet argument n'est pas valable dès que la variance conditionnelle peut varier au cours du temps. Ainsi, comme l'affirme FRANKEL [1988], seule la prime de risque moyenne doit être faible.
32. Au contraire, PAGAN et ULLAH [1988] mettent clairement en évidence une prime de risque variable : ils travaillent sur le taux de change dollar canadien/dollar US en données mensuelles sur la période 1970-1978. La prime de risque y est spécifiée comme une simple fonction linéaire de l'estimation non paramétrique de la variance conditionnelle obtenue par la méthode du noyau normal (voir 2.4). Ceci peut cependant être dû à la crise du Québec.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

de change dollar/sterling et deutschemark/yen. Cependant, étant donné que la variance conditionnelle n'est qu'un déterminant possible de la prime de risque, une approche multivariée plus structurelle devrait être supérieure d'un point de vue théorique.

Avant d'entamer la discussion sur l'implémentation de tels modèles multivariés, notons les travaux de HODRICK [1989] qui utilise un modèle de type ARCH-M pour examiner la façon dont le taux de change est affecté par les incertitudes en matière d'inflation, de politique monétaire et de croissance de revenu. Il met en œuvre une procédure en deux étapes dans laquelle les variances conditionnelles des exogènes sont estimées à partir d'un ensemble de modèle ARCH (1) linéaires et utilisés comme régresseurs pour expliquer les mouvements mensuels du taux de change du dollar contre le yen, le mark et le sterling. Comme les estimations des variances conditionnelles ne présentent encore une fois qu'une faible variabilité temporelle, les résultats sont relativement déconcertants au regard des modèles monétaires qui incluent des contraintes de liquidité mais ils laissent le champ libre aux recherches futures. Bien sûr, d'un point de vue théorique, on peut formuler les mêmes critiques à l'égard de la procédure en deux étapes que dans le paragraphe 2.8.

## 5.7. Modèle ARCH multivariés et évaluations d'actifs

Nombreux sont ceux qui ont imputé la faiblesse des résultats obtenus par les modélisations ARCH-M univariées des marchés des changes dans le but d'estimer des primes de risque au fait que la variance conditionnelle n'est qu'un faible déterminant du risque; voir DOMOWITZ et HAKKIO [1985], DIEBOLD et PAULY [1988 *a*], LEE [1988], THOMAS et WICKENS [1989] et BAILLIE et BOLLERSLEV [1990 *a*]. En particulier, la prime devrait être mieux approximée par une fonction des covariances conditionnelles croisées des différents taux de change que par seulement sa propre variance.

LEE [1988] confirme indirectement ces affirmations : il trouve que la covariance conditionnelle entre les taux spots deutschemark/yen et yen/dollar (modélisés par un ARCH (12) bivarié) aide à expliquer les variations hebdomadaires du taux yen/dollar. BAILLIE et BOLLERSLEV [1990 *a*] obtiennent également des corrélations significatives : ils travaillent dans un GARCH (1,1) de taille 4 pour modéliser les erreurs de prévision du taux à terme à un mois de quatre monnaies européennes. Pourtant, les covariances conditionnelles variables n'apportent aucune amélioration en terme de pouvoir prédictif par rapport à une structure de corrélation MA (4) issue d'un modèle de martingale ordinaire pour les taux spots.

Sur le marché de changes, des tests plus formels de l'efficience moyenne-variance et des formulations d'évaluation alternatives ont été proposés. ATTANASIO et EDEY [1988], MARK [1988], ENGLE et RODRIGUES [1989] et GIOVANNINI et JORION [1989] estiment et testent des spécifications de CAPM international de FRANKEL [1982], en autorisant explicitement l'existence d'une matrice de variance-covariance conditionnelle variable. Ceci conduit généralement à des modèles plus performants et des estimations plus précises du coefficient d'aversion relative pour le risque. Néanmoins, ENGLE et



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

Rodrigues [1989] et Giovannini et Jorion [1989] rejettent tous les deux les restrictions qu'implique le CAPM. Karminski et Peruga [1990] proposent une approche structurelle alternative à partir de l'estimation d'une variante du CAPM intertemporel dans laquelle la prime de risque dépend de la covariance conditionnelle variable entre le taux spot futur et la consommation. Les résultats obtenus à partir de données mensuelles et d'une spécification ARCH (1) multivariée sont peu convaincants. Bien entendu, on s'attendrait à obtenir de meilleurs résultats en raccourcissant l'intervalle qui sépare deux observations consécutives, mais la disponibilité des données pose problème. En fait, en utilisant des données hebdomadaires sur la période 1980-1988, McCurdy et Morgan [1990 *b*] mettent en évidence une prime de risque significative qui écarte la parité non couverte des taux d'intérêt : la prime de risque est évaluée à partir de la covariance conditionnelle avec un portefeuille de référence dont le rendement serait celui d'un indice mondial des valeurs.

Si les études présentées ci-dessus ont un peu mis en lumière l'importance des variations de court terme des variances et covariances conditionnelles, la modélisation complète et satisfaisante des primes de risque variables sur le marché à terme des changes n'a pas encore été établie.

## 5.8. Modèles ARCH multivariés, analyse des politiques et stratégies de couvertures

Les modèles ARCH multivariés ont également permis de comprendre l'impact des décisions de politique économique sur le marché des changes. Diebold et Pauly [1988 *b*] et Bollerslev [1990] étudient par exemple l'effet sur la volatilité à court terme des taux de change qui a suivi la création du système monétaire européen (SME). Ces deux études ont prouvé l'accroissement de l'effet des variances et covariances conditionnelles entre les différents taux de change intra SME à partir de 1979. Bollerslev [1990] trouve même dans un cadre GARCH (1,1) multivarié avec corrélations constantes que cette influence a continué de croître sur l'ensemble de la période qui a suivi la création du SME, traduisant sans doute le résultat d'un renforcement de coordination politique entre les différents membres.

Dans une série d'articles récents, Connolly et Taylor [1990], Humpage et Osterbert [1990] et Mundaca [1990] ont analysé les effets des interventions des banques centrales sur la dynamique des changes à l'aide d'une formulation GARCH. Ils trouvent tous une corrélation positive entre les interventions et la volatilité des taux de change. Cependant, il semble justifié d'envisager des analyses plus poussées pour étudier la détermination simultanée des taux de change et des politiques d'intervention.

Kroner et Lastrapes [1990] ont réalisé d'autres applications en macroéconomie : ils utilisent un modèle GARCH (1,1) multivarié pour montrer que l'incertitude relative au taux de change affecte le niveau et le prix des échanges dans l'économie. Kroner et Cleassens [1990] présentent un modèle dynamique de couverture dynamique fondée sur le CAPM intertemporel dans lequel le portefeuille de couverture optimal est une fonction



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

des variances et covariances variables. Ils estiment le portefeuille optimal d'endettement pour l'Indonésie avec un modèle GARCH (1,1) multivarié.

Étant donné l'accroissement important de la diversification des portefeuilles internationaux de la part de nombreux investisseurs et d'institutions ces dernières années auquel s'ajoute les dynamiques complexes des mouvements à court terme des taux de change, il serait très intéressant d'étendre les analyses de KRONER et CLAESSENS [1989] ainsi que celles de CECCHETTI, CUMBY et FIGLEWSKI [1988] présentée en 4.3 à l'élaboration de stratégies optimales de couverture dynamique pour le risque de change en pratiquant des investissements directs de court terme dans les actifs étrangers. Les résultats obtenus par KRONER et SULTAN [1990] pour le yen et par BAILLIE et MYERS [1989] pour des marchandises diverses sont encourageants.

# 6 Conclusion

La volatilité est une variable clé que l'on retrouve pour la plupart des instruments financiers. Elle joue un rôle central dans la plupart des domaines de la finance. Elle intervient notamment de façon cruciale dans les modèles d'évaluation d'actifs, et de stratégies de couvertures, aussi bien que dans la détermination du prix des options. D'un point de vue empirique, il est extrêmement important de modéliser avec soin les variations temporelles du processus de volatilité. Les modèles ARCH et leurs nombreuses extensions se sont avérés être des instruments très efficaces. En fait, on a assisté depuis le papier fondateur d'ENGLE [1982] à une véritable explosion de la littérature sur les ARCH. Cependant, de nombreux domaines de recherche restent vierges : certains ont été évoqués dans cet article. d'autres ne manqueront pas d'être envisagés par le lecteur qui aura lu cette revue de littérature qui, nous l'espérons, servira de catalyseur pour encourager des recherches futures dans ce domaine important.

## ● Références bibliographiques


ADMATI, A. R. et PFLEIDERER, P. (1988). – « A Theory of Intraday Patterns: Volume and Price Variability », *Review of Financial Studies*, 1, pp. 3-40.

AKGIRAY, V. (1989). – « Conditional Heteroskedasticity in Time Series of Stock Returns: Evidence and Forecasts », *Journal of Business*, 62, pp. 58-80.

AMIHUD, Y. et MENDELSON, H. (1989). – « Market Microstructure and Price Discovery on the Tokyo Stock Exchange », *Japan and the World Economy*, 1, pp. 341-370.

AMSLER, C. (1985). – « Including Time Varying Liquidity Premia in Term Structure Variance Bounds », unpublished manuscript, Department of Economics, Michigan State University.




This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

ATTANASIO, O. P. (1988). – « A Note on the Persistence of Volatility and Stock Market Fluctuations », unpublished manuscript, London School of Economics.

ATTANASIO, O. P. (1989). – « Risk, Time Varying Second Moments and Market Efficiency », unpublished manuscript, Department of Economics, Stanford University.

ATTANASIO, O. P. et EDEY, M. (1988). – « Non-Constant Variances and Foreign Exchange Risk: An Empirical Study », unpublished manuscript, London School of Economics.

ATTANASIO, O. P. et WADHWANI, S. (1989). – « Risk and the Predictability of Stock Market Returns », unpublished manuscript, Department of Economics, Stanford University.

BABA, Y. (1984). – « Estimation of the Effect of Uncertainty: Theory and Empirical Studies », unpublished PhD dissertation, Department of Economics UC San Diego.

BABA, Y., ENGLE, R. F., KRAFT, D. F. et KRONER, K. F. (1989). – « Multivariate Simultaneous Generalized ARCH », unpublished manuscript, Department of Economics, UCSD.

BACKUS, D. K. et GREGORY, A. W. (1988). – « Theoretical Relations Between Risk Premiums and Conditional Variances », unpublished manuscript, Federal Reserve Bank of Minneapolis.

BACKUS, D. K., GREGORY, A. W. et ZIN, S. E. (1989). – « Risk Premiums in the Term Structure: Evidence from Artificial Economies », *Journal of Monetary Economics*, 24, pp. 371-399.

BAILLIE, R. T. (1989). – « Econometric Tests of Rationality and Market Efficiency », *Econometric Reviews*, 8, pp. 151-186.

BAILLIE, R. T. et BOLLERSLEV, T. (1989). – « The Message in Daily Exchange Rates: A Conditional Variance Tale », *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, pp. 297-305.

BAILLIE, R. T. et BOLLERSLEV, T. (1990 *a*). – « A Multivariate Generalized ARCH Approach to Modeling Risk Premia in Forward Foreing Exchange Rate Markets », *Journal of International Money and Finance*, 9, pp. 309-324.

BAILLIE, R. T. et BOLLERSLEV, T. (1990 *b*). – « Intra Day and Inter Day Volatility in Foreign Exchange Rates », *Review of Economic Studies*, forthcoming.

BAILLIE, R. T. et BOLLERSLEV, T. (1990 *c*). – « Conditional Forecast Densities from Dynamic Models with GARCH Innovations », unpublished manuscript, J. L. Kellogg Graduate School of Management, Northwestern University.

BAILLIE, R. T. et DEGENNARO, R. P. (1989). – « The Impact of Delivery Terms on Stock Return Volatility », *Journal of Financial Services Research*, 3, pp. 55-76.

BAILLIE, R.T. et DEGENNARO, R. P. (1990). – « Stock Returns and Volatility », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25, pp. 203-214.

BAILLIE, R. T. et MYERS, R. J. (1989). – « Modelling Commodity Price Distributions and Estimating the Optimal Futures Hedge », unpublished manuscript, Department of Economics, Michigan State University.

BERA, A. K., BUBNYS, E. et PARK, H. (1988). – « Conditional Heteroskedasticity in the Market Model and Efficient Estimates of Betas », *Financial Review*, 23, pp. 201-214.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

BERA, A. K. et HIGGINS, M. L. (1990). – « A Test for Conditional Heteroskedasticity in Time Series Models » unpublished manuscript, Department of Economics, University of Illinois.

BERA, A. K. et LEE, S. (1988 *a*). – « Interaction Between Autocorrelation and Conditional Heteroskedasticity: A Random Coefficient Approach » unpublished manuscript, Department of Economics. University of Illinois at Urbana-Champaign.

BERA, A. K. et LEE, S. (1988 *b*). – « Information Matrix Test, Parameter Heterogeneity and ARCH: A Synthesis », unpublished manuscript, Department of Economics, University of Illinois at Urbana-Champaign.

BERA, A. K. et LEE, S. (1989). – « On the Formulation of a General Structure for Conditional Heteroskedasticity », unpublished manuscript, Department of Economics, University of Illinois at Urbana-Champaign.

BERA, A. K., PARK, H. et BUBNYS, E. (1987). – « The ARCH Effects and Efficient Estimation of Hedge Ratios: Stock Index Futures » unpublished manuscript, Department of Economics, University of Illinois at Urbana-Champaign.

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*, pp. 177-181.

BLACK, F. et SCHOLES, M. (1972). – « The Valuation of Option Contracts and a Test of Market Efficiency », *Journal of Finance*, 37, pp. 399-417.

BLACK, F. et SCHOLES, M. (1973). – « The Pricing of Options and Corporate Liabilities », *Journal of Political Economy*, 81, pp. 637-659.

BODURTHA, J. N. et MARK, N. C. (1988). – « Testing the CAPM with Time Varying Risks and Returns », unpublished manuscript, Department of Economics, Ohio State University and School of Business, University of Michigan.

BOLLERSLEV, T. (1986). – « Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity », *Journal of Econometrics*, 31, pp. 307-327.

BOLLERSLEV, T. (1987). – « A Conditional Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return », *Review of Economics and Statistics*, 69, pp. 542-547.

BOLLERSLEV, T. (1988). – « On the Correlation Structure for the Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic Process », *Journal of Time Series Analysis*, 9, pp. 121-131.

BOLLERSLEV, T. (1990). – « Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Approach », *Review of Economics and Statistics*, forthcoming.

BOLLERSLEV, T. et DOMOWITZ I. – « Price Volatility, Spread Variability and the Role of Alternative Market Mechanisms », unpublished manuscript, J. L. Kellogg Graduate School of Management, Northwestern University.

BOLLERSLEV, T. et ENGLE, R. F. (1990). – « Common Persistence in Conditional Variances: Definition and Representation », unpublished manuscript, J. K. Kellogg Graduate School of Management, Northwestern University.

BOLLERSLEV, T., ENGLE, R. F. et WOOLDRIDGE, J. M. (1988). – « A Capital Asset Pricing Model with Time Varying Covariances », *Journal of Political Economy*, 96, pp. 116-131.

BOLLERSLEV, T. et WOOLDRIDGE, J. M. (1990). – « Quasi Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time Varying Covariances », unpublished manuscript, Department of Economics, MIT.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

BOOKSTABER, R. M. et POMERANTZ, S. (1989). – « An Information Based Model of Market Volatillity », *Financial Analysts Journal*, nov./dec., pp. 37-46.

BOUGEROL, P. et PICARD, N. (1990). – « Stationarity of GARCH Processes and of Some Non-Negative Time Series », Departement de Mathématiques, Université de Nancy, France.

BREEDEN, D. T. (1979). – « An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities », *Journal of Financial Economics*, 7, pp. 265-296.

BROCK, W. A., DECHERT, W. D. et SHEINKMAN, J. A. (1986). – « A Test for Independence Based on the Correlation Dimension », unpublished manuscript, University of Wisconsin, Madison.

BROCK, W. A., HSIEH, D. A. et LEBARON, B. (1990). – *A Test for Nonlinear Dynamics and Chaos*, MIT press, forthcoming.

BROCK, W. A. et KLEIDON, A. W. (1990). – « Exogenous Demand Shocks and Trading Volume: A Model of Intraday Bids and Asks » unpublished manuscript, University of Wisconsin, Madison.

BROCK, W. A., LAKONISHOK J. et LEBARON B. (1990). – « Simple Technical Trading Rules and the Stochastic Properties of Stock Returns », unpublished manuscript, University of Wisconsin, Madison.

BROWN, B. W. et LIGERALDE, A. V. (1990). – « Conditional Heteroskedasticity in Overlapping Prediction Models », unpublished manuscript, Department of Economics, Rice University.

BROWN, S. J. et WARNER, J. B. (1985). – « Using Daily Stock Returns: The Case of Event Studies », *Journal of Financial Economics*, 14, pp. 3-31.

CAMPBELL, J. Y. (1987). – « Stock Returns and the Term Structure », *Journal of Financial Economics*, 18, pp. 373-399.

CAMPBELL, J. Y. et HENTSCHEL, L. (1990). – « No News is Good News: An Asymmetric Model of Changing Volatility in Stock Returns », unpublished manuscript, Princeton University.

CAMPBELL, J. Y. et SHILLER, R. J. (1989). – « The Dividend Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors », *Review of Financial Studies*, 1, pp. 175-228.

CAMPBELL, J. Y. et SHILLER, R. J. (1990). – « Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View », unpublished manuscript, Princeton University.

CARLSON, J. A. (1977). – « A Study of Price Forecasts », *Annals of Economic and Social Measurement*, 6, pp. 27-56.

CECCHETTI, S. G., CUMBY, R. E. et FIGLEWSKI, S. (1988). – « Estimation of the Optimal Futures Hedge », *Review of Economics and Statistics*, 70, pp. 623-630.

CHAMBERLAIN, G. et ROTHSCHILD M. (1983). – « Arbitrage, Factor Structure and Mean-Variance Analysis on Large Asset Markets », *Econometrica*, 51, pp. 1281-1304.

CHAN, K., CHAN, K. C. et KAROLYI, G. A. (1990). – « Intraday Volatility in the Stock Index and Stock Index Futures Markets », unpublished manuscript, Ohio State University.

CHEUNG, Y. W. et NG, L. K. (1990). – « The Causality in Variance Test and Its Application to the U.S./Japan Stock Markets », unpublished manuscript, Department of Finance, University of Texas at Austin.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

CHEUNG, Y. W. et PAULY, P. (1990). – « Random Coefficient Modeling of Conditionally Heteroskedastic Processes: Short Run Exchange Rate Dynamics », unpublished manuscript, Department of Economics, University of Pennsylvania.

CHOI, S. et WOHAR, M. E. (1990). – « Volatility Implicit in Options Markets », unpublished manuscript, Department of Finance, University of Missouri at Columbia.

CHOU, R. Y. (1988). – « Volatility Persistence and Stock Valuations: Some Empirical Evidence Using GARCH », *Journal of Applied Econometrics*, 3, pp. 279-294.

CHOU, R. Y., ENGLE, R. F. et KANE, A. (1989). – « On the Measurement of Risk Aversion with Time Varying Volatility and Unobservable Component of Wealth », *Journal of Econometrics*, forthcoming.

CHRISTIE, A. A. (1982). – « The Stochastic Behavior of Common Stock Variances: Value, Leverage and Interest Rate Effects », *Journal of Financial Economics*, 10, pp. 407-432.

COCCO, F. et PARUOLO, P. (1990). – « Volatility Persistence and the Italian Risk Premium: Parametric and Non-Parametric Evaluation », unpublished manuscript, Dipartimento di Scienze Statistiche, Universita' di Bologna.

CONNOLLY, R. A. (1989). – « An Examination of the Robustness of the Weekend Effect », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, pp. 133-169.

CONNOLLY, R. A. (1990). – « Volume and GARCH Effects in Conditional Exchange Rate Volatility Models », unpublished manuscript, UNC Business School at Chapel Hill.

CONNOLLY, R. A. et MCMILLAN, H. (1988). – « Time Conditional Variances and Event Studies: The Case of Capital Structure Changes », unpublished manuscript, Graduate School of Management, University of California, Irvine.

CONNOLLY, R. A. et TAYLOR, W. A. (1990). – « The Impact of Central Bank Interventions on Spot Foreign Exchange Market Volatility », unpublished manuscript, UNC Business School at Chapel Hill.

CONRAD, J., GULTEKIN, M. N. et KAUL, G. (1990). – « Asymmetric Assimilation of Information Across Securities », unpublished manuscript, UNC Business School at Chapel Hill.

CRAGG, J. et MALKIEL, B. (1982). – *Expectations in the Structure of Share Prices*, NBER monograph, University of Chicago Press, Chicago.

CUTLER, D. (1989). – « Stock Market Volatility, Cross-Sectional Volatility and Stock Returns », unpublished manuscript, Massachusetts Institute of Technology.

DAY, T. E. et LEWIS, C. M. (1990). – « Stock Market Volatility and the Information Content of Stock Index Options », unpublished manuscript, Graduate School of Business, UNC Chapel Hill.

DE JONG, F., KEMNA, A. et KLOEK, T. (1990). – « The Impact of Option Expirations on the Dutch Stock Market », unpublished manuscript, Erasmus University Rotterdam.

DE SANTIS, G. et SBORDONE, A. M. (1990). – « A CAPM with a Multivariate Generalized ARCH Process: An Empirical Analysis of the Italian Financial Market », unpublished manuscript, University of Chicago Graduate School of Business.

DIEBOLD, F. X. (1986*a*). – « Modeling the Persistence of Conditional Variances: A Comment », *Econometric Reviews*, 5, pp. 51-56.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

DIEBOLD, F. X. (1986*b*). – « Temporal Aggregation of ARCH Models and the Distribution of Asset Returns », unpublished manuscript, Federal Reserve Board, Washington D.C.

DIEBOLD, F. X. (1987). – Testing for Serial Correlation in the Presence of ARCH », in *Proceedings from the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section*, pp. 323-328.

DIEBOLD, F. X. (1988). – *Empirical Modeling of Exchange Rate Dynamics*, Springer Verlag, New York.

DIEBOLD, F. X., IM, J. et LEE, C. J. (1990). – « Conditional Heteroskedasticity in the Market », *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, forthcoming.

DIEBOLD, F. X. et NASON, J. M. (1990). – « Nonparametric Exchange Rate Prediction », *Journal of International Economics*, 28, pp. 315-332.

DIEBOLD, F. X. et NERLOVE, M. (1989). – « The Dynamics of Exchange Rate Volatility: A Multivariate Latent Factor ARCH Model », *Journal of Applied Econometrics*, 4, pp. 1-21.

DIEBOLD, F. X. et PAULY, P. (1988*a*). – « Endogenous Risk in a Portfolio Balance Rational Expectations Model of the Deutschemark-Dollar Rate », *European Economic Review*, 32, pp. 27-53.

DIEBOLD, F. X. et PAULY, P. (1988*b*). – « Has the EMS Reduced Member Country Exchange Rate Volatility? », *Empirical Economics*, 13, pp. 81-102.

DIEBOLD, F. X. et PAULY, P. (1989). – « Small Sample Properties of Asymptotically Equivalent Tests for Autoregressive Conditional Heteroskedasticity », *Statistische Hefte*, 30, pp. 105-131.

DOMOWITZ, I. et HAKKIO, C. S. (1985). – « Conditional Variance and the Risk Premium in the Foreign Exchange Market », *Journal of international Economics*, 19, pp. 47-66.

DOMOWITZ, I. et HAKKIO, C. S. (1987). – « Testing for Serial Correlation and Common Factor Dynamics in the Presence of Heteroskedasticity », unpublished manuscript, Department of Economics, Northwestern University.

DROST, F. C. et NIJMAN, T. E. (1990). – « Temporal Aggregation of GARCH Processes », unpublished manuscript, Department of Econometrics, Tilburg University.

ENGEL, C. et HAMILTON, J. D. (1990). – « Long Swings in the Dollar: Are They in the Data and Do Markets Know It? », *American Economic Review*, 80, pp. 689-713.

ENGEL, C. et RODRIGUES, A. P. (1989). – « Tests of International CAPM with Time Varying Covariances », *Journal of Applied Econometrics*, 4, pp. 119-138.

ENGEL, C., FRANKEL, J. A., FROOT, K. A. et RODRIGUES, A. (1989). – « Conditional Mean Variance Efficiency of the U.S. Stock Market », unpublished manuscript, Department of Economics, University of Virginia.

ENGLE, R. F. (1982). – « Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation », *Econometrica*, 50, pp. 987-1008.

ENGLE, R. F. (1983). – « Estimates of the Variance of U.S. Inflation Based on the ARCH Model », *Journal of Money Credit and Banking*, 15, pp. 286-301.

ENGLE, R. F. (1987). – « Multivariate GARCH with Factor Structures-Cointegration in Variance », unpublished manuscript, Department of Economics, UCSD.

ENGLE, R. F. et BOLLERSLEY, T. (1986). – « Modelling the Persistence of Conditional Variances », *Économetric Reviews*, 5, 1-50, pp. 81-87.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

ENGLE, R. F. et GONZALEZ-RIVERA, G. (1989). – « Semiparametric ARCH Models », unpublished manuscript, Department of Economics, UCSD.

ENGLE, R. F., GRANGER, C. W. J. et KRAFT, D. F. (1984). – « Combining Competing Forecasts of Inflation Using a Bivariate ARCH Model », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 8, pp. 151-165.

ENGLE, R. F., HENDRY, D. F. et TRUMBLE, D. (1985). – « Small Sample Properties of ARCH Estimators and Tests », *Canadian Journal of Economics*, 18, pp. 66-93.

ENGLE, R. F., HONG, T. et KANE, A. (1990). – « Valuation of Variance Forecasts with Simulated Options Markets », unpublished manuscript, Department of Economics, UC San Diego.

ENGLE, R. F., ITO, T. et LIN, W.-L., (1989). – « Where Does the Meteor Shower Come From? The Role of Stochastic Policy Coordination », unpublished manuscript, University of Wisconsin-Madison.

ENGLE, R. F., T. ITO et LIN, W.-L. (1990). – « Meteor Showers or Heat Waves? Heteroskedastic Intra Daily Volatility in the Foreign Exchange Market », *Econometrica*, 58, pp. 525-542.

ENGLE, R. F., LILIEN, D. M. et ROBINS, R. P. (1987). – « Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model », *Econometrica*, 55, pp. 391-407.

ENGLE, R. F. et MUSTAFA, C. (1989). – « Implied ARCH Models from Options Prices », unpublished manuscript, Department of Economics, UCSD.

ENGLE, R. F. et NG, V. K. (1990). – « An Examination of the Impact of Volatility Shocks on the Short-End of the Term Structure Based on a Factor-ARCH Model for Treasury Bills », unpublished manuscript, School of Business Administration, University of Michigan.

ENGLE, R. F., NG, V. et ROTHSCHILD, M. (1989). – « A Factor ARCH Model of Stock Returns », unpublished manuscript, Department of Economics, UC San Diego.

ENGLE, R. F., NG, V. et ROTHSCHILD, M. (1990). – « Asset Pricing with a Factor ARCH Covariance Structure: Empirical Estimates for Treasury Bills », *Journal of Econometrics*, 45, pp. 213-238.

ENGLE, R. F. et SUSMEL, R. (1990). – « Intraday Mean and Volatility Relations Between US and UK Stock Market Returns », unpublished manuscript, Department of Economics, UC San Diego.

EVANS, M. D. D. (1989). – « Interpreting the Term Structure Using the Intertemporal Capital Asset Pricing Model: An Application of the Non-Linear ARCH-M Model », unpublished manuscript, Graduate School of Business Administration, New York University.

EVANS, M. D. D. et WACHTEL, P. (1990). – « A Modern Look at Asset Pricing and Short-Term Interest Rates », unpublished manuscript, NBER, Working Paper, n° 3245.

FAMA, E. F. (1965). – « The Behavior of Stock Market Prices », *Journal of Business*, 38, pp. 34-105.

FAMA, E. F. (1976). – « Inflation, Uncertainty and Expected Returns on Treasury Bills », *Journal of Political Economy*, 84, pp. 427-448.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

FAMA, E. F. et FRENCH, K. R. (1988). – « Dividend Yields and Expected Stock Returns », *Journal of Financial Economics*, 22, pp. 3-26.

FERSON, W. E. (1989). – « Changes in Expected Security Returns, Risk and the Level of Interest Rates », *Journal of Finance*, 44, pp. 1191-1218.

FERSON, W. E., KANDEL, S. et STAMBAUGH, R. E. (1987). – « Tests of Asset Pricing with Time Varying Risk Premiums and Market Betas », *Journal of Finance*, 42, pp. 201-220.

FISHE, R. P. et WOHAR, M. (1990). – « Did the Federal Reserve System Really Represent a Regime Change in 1914? », *American Economic Review*, 80, pp. 968-976.

FRANKEL, J. A. (1982). – « In Search of the Exchange Risk Premium: A Six Currency Test Assuming Mean-Variance Optimization », *Journal of International Money and Finance*, 1, pp. 255-274.

FRANKEL, J. A. (1986). – « The Implications of Mean-Variance Optimization for Four Questions in International Macroeconomics », *Journal of International Money and Finance*, 5, (supplement), S53-S75.

FRANKEL, J. A. (1988). – « Recent Estimates of Time-Variation in the Conditional Variance and in the Exchange Risk Premium », *Journal of International Money and Finance*, 7, pp. 115-125.

FRANKEL, J. A. et FROOT, K. A. (1987). – « Using Survey Data to Test Standard Propositions Regarding Exchange Rate Expectations », *American Economic Review*, 77, pp. 133-153.

FRENCH, K. R. et ROLL, R. (1986). – « Stock Return Variances: The Arrival of Information and the Reaction of Traders », *Journal of Financial Economics*, 17, pp. 5-26.

FRENCH, K. R., SCHWERT, G. W. et STAMBAUGH, R. F. (1987). – « Expected Stock Returns and Volatility », *Journal of Financial Economics*, 19, pp. 3-30.

FRENCH, M. W. (1990). – « Multivariate Asset Pricing Models », unpublished manuscript, Board of Governors of the Federal Reserve System.

FRIEDMAN, B. M. et KUTTNER, K. N. (1988). – « Time Varying Risk Perceptions and the Pricing of Risky Assets », unpublished manuscript, Department of Economics. Harvard University and NBER, Working Paper, n° 2694.

FRIEDMAN, B. M. et LAIBSON, D. I. (1989). – « Economic Implications of Extraordinary Movements in Stock Prices », *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, pp. 137-189.

FRIEDMAN, D. et VANDERSTEEL, S. (1982). – « Short-run Fluctuations in Foreign Exchange Rates », *Journal of International Economics*, 13, pp. 171-186.

FROOT K., A. et FRANKEL, J. A. (1989). – « Forward Discount Bias: Is It An Exchange Risk Premium », *Quarterly Journal of Economics*, 103, pp. 139-161.

GALLANT, A. R. (1981). – « On the Bias in Flexible Functional Forms and an Essentially Unbiased Form: The Fourier Flexible Form », *Journal of Econometrics*, 15, pp. 211-244.

GALLANT, A. R., HANSEN, L. P. et TAUCHEN, G. (1989). – « Using Conditional Moments of Asset Payoffs to Infer the Volatility of Intertemporal Marginal Rates



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

of Substitution », unpublished manuscript, Department of Economics, Duke University.

GALLANT, A. R., HSIEH, D. A. et TAUCHEN, G. (1989). – « On Fitting a Recalcitrant Series: The Pound/Dollar Exchange Rate 1974-83 », unpublished manuscript, Department of Economics, Duke University.

GALLANT, A. R. et NYCHKA, D. W. (1987). – « Semi Non-Parametric Maximum Likelihood Estimation », *Econometrica*, 55, pp. 363-390.

GALLANT, A. R., ROSSI, P. E. et TAUCHEN, G. (1990). – « Stock Prices and Volume », unpublished manuscript, Department of Economics, Duke University.

GALLANT, A. R. et TAUCHEN, G. (1989). – « Semi Non-Parametric Estimation of Conditionally Constrained Heterogeneous Processes: Asset Pricing Applications », *Econometrica*, 57, pp. 1091-1120.

GENNOTTE, G. et MARSH, T. (1987). – « Valuations in Economic Uncertainty and Risk Premiums on Capital Assets », unpublished manuscript, UC Berkeley.

GEWEKE, J. (1986). – « Modeling the Persistence of Conditional Variances: A Comment », *Econometric Reviews*, 5, pp. 57-61.

GEWEKE, J. (1988). – « Exact Inference in Models with Autoregressive Conditional Heteroskedasticity », in *Dynamic Econometric Modeling*, E. BERNDT, H. WHITE and W. BARNETT eds., Cambridge University Press, Cambridge, pp. 73-104.

GEWEKE, J. (1989 *a*). – « Exact Predictive Densities in Linear Models with ARCH Disturbances », *Journal of Econometrics*, 44, pp. 307-325.

GEWEKE, J. (1989 *b*). – « Bayesian Inference in Econometric Models Using Monte Carlo Integration », *Econometrica*, 57, pp. 1317-1339.

GIOVANNINI, A. et JORION, P. (1989). – « The Time Variation of Risk and Return in the Foreign Exchange and Stock Markets », *Journal of Finance*, 44, pp. 307-325.

GIOVANNINI, A. et JORION, P. (1990). – « Time-Series Tests of a Non-Expected Utility Model of Asset Pricing », unpublished manuscript, Graduate School of Business, Columbia University.

GLOSTEN, L. R., JAGANNATHAN, R. et RUNKLE, D. (1989). – « Relationship Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks », unpublished manuscript, J. L. KELLOGG Graduate School, Northwestern University.

GLOSTEN, L. R. et MILGROM, P. R. (1985). – « Bid, Ask and Transactions Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders », *Journal of Financial Economics*, 14, pp. 71-100.

GOODHART, C. (1990). – « News and the Foreign Exchange Market », unpublished manuscript, London School of Economics.

GOURIEROUX, C. et MONFORT, A. (1990). – « Qualitative Threshold ARCH Models », *The Journal of Econometrics* (to appear).

GREGORY, A. W. (1989). – « A Non-Parametric Test for Autoregressive Conditional Heteroskedasticity: A Markov-Chain Approach », *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, pp. 107-115.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

GROSSMAN, S., MELINO, A. et SHILLER, R. J. (1987). – « Estimating the Continuous Time Consumption Based Asset Pricing Model », *Journal of Business and Economic Statistics*, 5, pp. 315-327.

HAKKIO, C. S. (1981). – « Expectations and the Forward Exchange Rate », *International Economic Review*, 22, pp. 663-678.

HALL, S., MILES, D. K. et TAYLOR, M. (1988). – « A Multivariate GARCH in Mean Estimation of the Capital Asset Pricing Model », unpublished manuscript, London School of Economics.

HAMAO, Y., MASULIS, R. W. et NG, V. K. (1990 *a*). – « Correlations in Price Changes and Volatility Across International Stock Markets », *Review of Financial Studies*, forthcoming.

HAMAO, Y., MASULIS, R. W. et NG, V. K. (1990 *b*). – « The Effect of the Stock Crash on International Financial Integration », unpublished manuscript, UC San Diego.

HAMILTON, J. D. (1989). – « A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle », *Econometrica*, 57, pp. 357-384.

HANSEN, B. E. (1990). – « GARCH (1, 1) Processes are Near Epoch Dependent », unpublished manuscript, University of Rochester.

HARDOUVELIS, G. (1988). – « The Predictive Power of the Term Structure During Recent Monetary Regimes », *Journal of Finance*, 43, pp. 339-356.

HARDOUVELIS, G. (1990). – « Margin Requirements, Volatility and the Transitory Component of Stock Prices », *American Economic Review*, 80, pp. 736-763.

HARDOUVELIS, G. et PERISTIANI, S. (1990). – « Do Margin Requirements Stabilize the Market? The Case of Japan », unpublished manuscript, School of Business, Rutgers University.

HARRIS, L. (1989). – « S & P 500 Cash Stock Price Volatilities », *Journal of Finance*, 44, pp. 1155-1175.

HARVEY, A. C. et RUIZ, E. (1990). – « Unobserved Component Time Series Models with ARCH Disturbances », unpublished manuscript, Department of Statistical and Mathematical Sciences, London School of Economics.

HARVEY, C. (1989). – « Is the Expected Compensation for Market Volatility Constant through Time? », unpublished manuscript, Fuqua School of Business, Duke University.

HARVEY, C. (1990). – « The World Price of Covariance Risk », unpublished manuscript, Fuqua School of Business, Duke University.

HIGGINS, M. L. et BERA, A. K. (1989 *a*). – « A Joint Test for ARCH and Bilinearity in the Regression Model », *Econometric Reviews*, 7, pp. 171-181.

HIGGINS, M. L. et BERA, A. K. (1989 *b*). – « A Class of Nonlinear ARCH Models », unpublished manuscript, BEBR, University of Illinois, Champaign.

HODRICK, R. J. (1987). – *The Empirical Evidence on the Efficiency of Forward and Futures Foreign Exchange Markets*, Scientific and Technical Book Service, New York.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

HODRICK, R. J. (1989). – « Risk, Uncertainty, and Exchange Rates », *Journal of Monetary Economics*, 23, pp. 433-459.

HODRICK, R. J. et SRIVASTAVA, S. (1984). – « An Investigation of Risk and Return in Forward Foreign Exchange », *Journal of International Money and Finance*, 3, pp. 5-29.

HONG, C. H. (1988). – « The Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic Model: The Process, Estimation and Monte-Carlo Experiment », unpublished manuscript, Department of Economics, UCSD.

HSIEH, D. A. (1984). – « Tests of Rational Expectations and No Risk Premium in Forward Exchange Markets », *Journal of International Economics*, 24, pp. 129-145.

HSIEH, D. A. (1988 *a*). – « The Statistical Properties of Daily Foreign Exchange Rates: 1974-1983 », *Journal of International Economics*, 24, pp. 129-145.

HSIEH, D. A. (1988 *b*). – « A Nonlinear Stochastic Rational Expectations Model of Exchange Rates », unpublished manuscript, Graduate School of Business, University of Chicago.

HSIEH, D. A. (1989 *a*). – « Modeling Heteroskedasticity in Daily Foreign Exchange Rates », *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, pp. 307-317.

HSIEH, D. A. (1989 *b*). – « Testing for Nonlinear Dependence in Daily Foreign Exchange Rate Changes », *Journal of Business*, 62, pp. 339-368.

HSIEH, D. A. (1990). – « Chaos and Nonlinear Dynamics: Application to Financial Markets », unpublished manuscript, Fuqua School of Business, Duke University.

HSIEH, D. A. et MANAS-ANTON, L. (1988). – « Empirical Regularities in the Deutsch Mark Futures Options », unpublished manuscript, Graduate School of Business, University of Chicago.

HSIEH, D. A. et MILLER, M. H. (1990). – « Margin Regulation and Stock Market Volatility », *Journal of Finance*, 45, pp. 3-29.

HUMPAGE, O. S. et OSTERBERT, W. P. (1990). – « Intervention and the Foreign Exchange Risk Premium: An Empirical Investigation of Daily Effects », unpublished manuscript, Federal Reserve Bank of Cleveland.

JORION, P. (1988). – « On Jump Processes in the Foreign Exchange and Stock Markets », *Review of Financial Studies*, 1, pp. 427-445.

KAMINSKY, G. L. et PERUGA, R. (1990). – « Can a Time Varying Risk Premium Explain Excess Returns in the Forward Market for Foreign Exchange? », *Journal of International Economics*, forthcoming.

KAPLAN, P. D. (1988). – « Risk and Return: An Asset Pricing Model with Time Varying Conditional Second Moments », unpublished manuscript, Department of Economics, Northwestern University.

KARPOFF, J. M. (1987). – « The Relation between Price Changes and Trading Volume: A Survey », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22, pp. 399-408.

KEARNS, P. et PAGAN, A. R. (1990). – « Australian Stock Market Volatility: 1875-1987 », unpublished manuscript, University of Rochester.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

KENDALL, J. D. (1989). – « Role of Exchange Rate Volatility in U.S. Import Price Pass-Through Relationships », unpublished Ph.D. dissertation, Department of Economics, University of California, Davis.

KENDALL, J. D. et MCDONALD, A. D. (1989). – « Univariate GARCH-M and the Risk Premium in a Foreign Exchange Market », unpublished manuscript, Department of Economics, University of Tasmania.

KIM, C. J. et NELSON, C. R. (1989). – « The Time Varying Parameter Model for Modeling Changing Conditional Variance: The Case of the Lucas Hypothesis », *Journal of Business and Economics Statistics*, 7, pp. 433-440.

KIM, C. M. (1989). – « Volatility Effect on Time Series Behavior of Foreign Exchange Rate Changes », unpublished manuscript, Graduate School of Business, University of Chicago.

KING, M. A., SENTANA, E. et WADHWANI, S. B. (1990). – « A Heteroskedastic Factor Model for Asset Returns and Risk Premia with Time-Varying Volatility: An Application to Sixteen World Stock Markets », unpublished manuscript, London School of Economics.

KODRES, L. E. (1990). – « Tests of Unbiasedness in the Foreign Exchange Futures Markets: An Examination of Price Limits and Conditional Heteroskedasticity », unpublished manuscript, University of Michigan.

KRAFT, D. F. et ENGLE, R. F. (1983). – « Autoregressive Conditional Heteroskedasticity in Multiple Time Series », unpublished manuscript, Department of Economics, UCSD.

KRONER, K. F. (1987). – « Estimating and Testing for Factor ARCH », unpublished manuscript, Department of Economics, UC San Diego.

KRONER, K. F. et CLAESSENS, S. (1989). – « Optimal Currency Composition of External Debt: Applications to Indonesia and Turkey », *Journal of International Money and Finance*, forthcoming.

KRONER, K. F. et LASTRAPES, W. D. (1990). – « The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade: Estimates Using the GARCH-M Model », unpublished manuscript, Department of Economics, University of Arizona.

KRONER, K. F. et SULTAN, J. (1990). – « Foreign Currency Futures and Time Varying Hedge Ratios », *Pacific-Basin Capital Markets Research*, volume II, forthcoming.

KUGLER, P. et LENZ, C. (1990). – « Chaos, ARCH and the Foreign Exchange Market: Empirical Results from Weekly Data », unpublished manuscript, Volkswirtschaftliches Institut, Switzerland.

KUPIEC, P. H. (1990). – « Initial Margin Requirements and Stock Returns Volatility: Another Look », *Journal of Financial Services Research*, 3, pp. 287-301.

LAI, K. S. et PAULY, P. (1988). – « Time Series Properties of Foreign Exchange Rates Re-Examined », Department of Economics, University of Pennsylvania.

LAMOUREUX, C. G. et LASTRAPES, W. D. (1990*a*). – « Persistence in Variance, Structural Change and the GARCH Model », *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, pp. 225-234.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

LAMOUREUX, C. G. et LASTRAPES, W. D. (1990 *b*). – « Heteroskedasticity in Stock Return Data: Volume versus GARCH Effects », *Journal of Finance*, 45, pp. 221-229.

LAMOUREUX, C. G. et LASTRAPES, W. D. (1990 *c*). – « Forecasting Stock Return Variance: Toward an Understanding of Stochastic Implied Volatilities », unpublished manuscript, Washington University.

LASTRAPES, W. D. (1989). – « Weekly Exchange Rate Volatility and U.S. Monetary Policy Regimes: An Application of the ARCH Model », *Journal of Money Credit and Banking*, 21, pp. 66-77.

LEVI, M. P. et MAKIN, J. M. (1979). – « Fisher, Phillips, Friedman and the Measured Impact of Profits on Returns », *Journal of Finance*, 34, pp. 35-52.

LEBARON, B. (1988). – « Stock Return Nonlinearities: Comparing Tests and Finding Structure », unpublished manuscript, Department of Economics, University of Wisconsin, Madison.

LEBARON, B. (1989). – « Some Relations between Volatility and Serial Correlation in Stock Market Returns », unpublished manuscript, Department of Economics, University of Wisconsin, Madison.

LEE, T. K. (1988). – « Does Conditional Covariance or Conditional Variance Explain Time Varying Risk Premia in Foreign Exchange Returns? », *Economics Letters*, 27, pp. 371-373.

LEE, B.-S. et YOON, Y. J. (1990). – « An Intertemporal Consumption Based Capital Asset Pricing Model with Time Varying Risk », unpublished manuscript, Carlson School of Management. University of Minnesota.

LEE, T. K. et TSE, Y. K. (1988). – « Term Structure of Interest Rates in the Asian Dollar Market: ARCH-M Modelling with Autocorrelated Non-Normal Errors », unpublished manuscript, Department of Economics and Statistics, National University of Singapore.

LIN, W. L. (1989 *a*). – « The Sources of Intra Daily Volatility in the Foreign Exchange Market: A Multivariate Factor GARCH Approach », unpublished manuscript, Department of Economics, University of Wisconsin, Madison.

LIN, W. L. (1989 *b*). – « Alternative Estimators for Factor GARCH Models: A Monte Carlo Comparison », unpublished manuscript, Department of Economics, University of Wisconsin, Madison.

LINTNER, J. (1965). – « The Valuation of Risky Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets », *Review of Economics and Statistics*, 47, pp. 13-37.

LJUNG, G. M. et BOX G. E. P. (1978). – « On a Measure of Lag of Fit in Time Series Models », *Biometrika*, 67, pp. 297-303.

LUCAS, R. E. JR. (1978). – « Asset Prices in an Exchange Economy », *Econometrica*, 46, pp. 1429-1445.

LUMSDAINE, R. L. (1990). – « Asymptotic Properties of the Maximum Likelihood Estimator in GARCH (1, 1) and IGARCH (1, 1) Models », unpublished manuscript, Department of Economics, Harvard University.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

LYONS, R. K. (1988). – « Tests of the Foreign Exchange Risk Premium Using the Expected 2nd Moments Implied by Option Pricing », *Journal of International Money and Finance*, 7, pp. 91-108.

MALKIEL, B. (1979). – « The Capital Formation Problem in the United States », *Journal of Finance*, 34, pp. 291-306.

MANDELBROT, B. (1963). – « The Variation of Certain Speculative Prices », *Journal of Business*, 36, pp. 394-419.

MANKIW, N. G., MIRON, J. et WEIL, D. (1987). – « The Adjustment of Expectations to a Change in Regime: A Study on the Founding of the Federal Reserve », *American Economic Review*, 77, pp. 358-374.

MANKIW, N. G., MIRON, J. et WEIL, D. (1990). – « The Adjustment of Expectations to a Change in Regime. A Reply », *American Economic Review*, 80, pp. 977-979.

MANKIW, N. G. et SHAPIRO, M. D. (1986). – « Risk and Return: Consumption versus Market Beta », *Review of Economics and Statistics*, 68.

MANKIW, N. G. et SUMMERS, L. H. (1984). – « Do Long-Term Interest Rates Overreact to Short-Term Interest Rates? », *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 223-242.

MARK, N. (1988). – « Time Varying Betas and Risk Premia in the Pricing of Forward Foreign Exchange Contracts », *Journal of Financial Economics*, 22, pp. 335-354.

MCCULLOCH, J. H. (1985). – « Interest-Risk Sensitive Deposit Insurance Premia – Stable ACH Estimates », *Journal of Banking and Finance*, 9, pp. 137-156.

MCCURDY, T. H. et MORGAN, I. (1987). – « Tests of the Martingale Hypothesis for Foreign Currency Futures with Time Varying Volatility », *International Journal of Forecasting*, 3, pp. 131-148.

MCCURDY, T. H. et MORGAN, I. (1988). – « Testing the Martingale Hypothesis in Deutsche Mark Futures with Models Specifying the Form of the Heteroskedasticity », *Journal of Applied Econometrics*, 3, pp. 187-202.

MCCURDY, T. H. et MORGAN, I. (1990 *a*). – « Evidence of Risk Premia in Foreign Currency Futures Markets ».

MCCURDY, T. H. et MORGAN, I. (1990 *b*). – « Tests for Systematic Risk Components in Deviations from Uncovered Interest Rate Parity », unpublished manuscript, Department of Economics, Queen's University.

MEESE, R. A. et ROSE, A. K. (1989). – « An Empirical Assessment of Nonlinearities in Models of Exchange Rate Determination », unpublished manuscript, Graduate School of Business, University of California, Berkeley.

MEHRA, R. et PRESCOTT, E. (1985). – « The Equity Premium: A Puzzle », *Journal of Monetary Economics*, 15, pp. 145-161.

MELINO, A. et TURNBULL, S. (1989). – « Pricing Foreign Currency Options with Stochastic Volatility », *Journal of Econometrics*, 45, pp. 239-266.

MERTON, R. C. (1973). – « An Intertemporal Capital Asset Pricing Model », *Econometrica*, 41, pp. 867-887.

MERTON, R. C. (1980). – « On Estimating the Expected Return on the Market: An Exploratory Investigation », *Journal of Financial Economics*, 8, pp. 323-361.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

MILHØJ, A. (1985). – « The Moment Structure of ARCH Processes », *Scandinavian Journal of Statistics*, 12, pp. 281-292.

MILHØJ, A. (1987*a*). – « A Conditional Variance Model for Daily Observations of an Exchange Rate », *Journal of Business and Economic Statistics*, 5, pp. 99-103.

MILHØJ, A. (1987*b*). – « A Multiplicative Parameterization of ARCH Models », unpublished manuscript, Department of Statistics, University of Copenhagen.

MILHØJ, A. (1987*c*). – « Simulation and Application of MARCH Models », unpublished manuscript, Department of Statistics, University of Copenhagen.

MILHØJ, A. (1990). – « Distribution of Empirical Autocorrelations of a Squared First Order ARCH Process », unpublished manuscript, Department of Statistics, University of Copenhagen.

MORGAN, A. et MORGAN, I. (1987). – « Measurement of Abnormal Returns from Small Firms », *Journal of Business and Economic Statistics*, 5, pp. 121-129.

MORGAN, I. G. et NEAVE, E. H. (1989). – « Pricing Treasury Bills and Futures Contract: Theory and Tests », unpublished manuscript, Queen's University School of Business.

MOSSIN, J. (1966). – « Equilibrium in a Capital Asset Market », *Econometrica*, 34, pp. 768-783.

MUNDACA, B. G. (1990). – « Intervention Decisions and Exchange Rate Volatility in a Target Zone », unpublished manuscript, Research Department, Norges Bank.

MUSSA, M. (1979). – « Empirical Regularities in the Behavior of Exchange Rates and Theories of the Foreign Exchange Market », in K. BRUNNER and A. H. MELTZER eds., *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, vol. 11, Amsterdam: North-Holland.

NELSON, D. B. (1989). – « Modeling Stock Market Volatility Changes », in *Proceedings from the American Statistical Association, Business and Economic Statistics Section*, forthcoming.

NELSON, D. B. (1990*a*). – « Stationarity and Persistence in the GARCH (1, 1) Model », *Econometric Theory*, 6, pp. 318-334.

NELSON, D. B. (1990*b*). – « ARCH Models as Diffusion Approximations », *Journal of Econometrics*, 45, pp. 7-38.

NELSON, D. B. (1990*c*). – « Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach », *Econometrica*, forthcoming.

NELSON, D. B. (1990*d*). – « Filtering and Forecasting with Misspecified ARCH Models », *Journal of Econometrics*, forthcoming.

NELSON, D. B. (1990*e*). – « A Note on the Inequality Constraints in the Univariate GARCH Model », unpublished manuscript, Graduate School of Business, University of Chicago.

NELSON, D. B. (1990*f*). – « A Note on the Normalized Residuals from ARCH and Stochastic Volatility Models », unpublished manuscript, Graduate School of Business, University of Chicago.

NG, L. (1989). – « Tests of the CAPM with Time Varying Covariances: A Multivariate GARCH Approach », unpublished manuscript, Graduate School of Business, University of Texas at Austin.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

NG, V. (1988). – « Equilibrium Stock Return Distributions in a Simple Log- Linear Factor Economy », unpublished manuscript, Department of Economics, UCSD.

NG, V., CHANG R. P. et CHOU, R. (1990). – « An Examination of the Behavior of International Stock Market Volatility », *Pacific-Basin Capital Markets Research*, Volume II, forthcoming.

PAGAN, A. R. (1984). – « Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors », *International Economic Review*, 25, pp. 221-247.

PAGAN, A. R. (1986). – « Two Stage and Related Estimators and Their Applications », *Review of Economic Studies*, 53, pp. 517-538.

PAGAN, A. R. (1988). – « A Note on the Magnitude of Risk Premia », *Journal of International Money and Finance*, 7, pp. 109-110.

PAGAN, A. R., HALL, A. D. et TRIVEDI, P. K. (1983). – « Assessing the Variability of Inflation », *Review of Economic Studies*, 50, pp. 585-596.

PAGAN, A. R. et HONG, Y. S. (1990). – « Non-Parametric Estimation and the Risk Premium », in W. BARNETT, J. POWELL and G. TAUCHEN eds., *Semiparametric and Nonparametric Methods in Econometrics and Statistics*, Cambridge University Press, Cambridge.

PAGAN, A. R. et SABAU, H. C. L. (1987 *a*). – « On the Inconsistency of the MLE in Certain Heteroskedastic Regression Models », unpublished manuscript, University of Rochester.

PAGAN, A. R. et SABAU, H. C. L. (1987 *b*). – « Consistency Tests for Heteroskedasticity and Risk Models », unpublished manuscript, Department of Economics, University of Rochester.

PAGAN, A. R. et SCHWERT, G. W. (1990). – « Alternative Models for Conditional Stock Volatility », *Journal of Econometrics*, 45, pp. 267-290.

PAGAN, A. R. et ULLAH, A. (1988). – « The Econometric Analysis of Models with Risk Terms », *Journal of Applied Econometrics*, 3, pp. 87-105.

PANTULA, S. G. (1985). – « Estimation of Autoregressive Models with ARCH Errors », unpublished manuscript, Department of Statistics, North Carolina State University.

PANTULA, S. G. (1986). – « Modelling the Persistence of Conditional Variances: A Comment », *Econometric Reviews*, 5, pp. 71-74.

PAPELL, D. H. et SAYERS, C. L. (1990). – « Nonlinear Dynamics and Exchange Rate Frequency », unpublished manuscript, University of Houston.

PARKINSON, M. (1990). – « The Extreme Value Method for Estimating the Variance of the Rate of Return », *Journal of Business*, 53, pp. 61-65.

PARK, H. Y. et BERA, A. K. (1987). – « Interest Rate Volatility, Basis Risk and Heteroskedasticity in Hedging Mortgages », *AREUEA Journal*, 15, pp. 79-97.

PERRON, P. (1989). – « The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis », *Econometrica*, 57, pp. 1361-1401.

PINDYCK, R. (1984). – « Risk, Inflation and the Stock Market », *American Economic Review*, 74, pp. 335-351.

PINDYCK, R. S. (1988). – « Risk Aversion and Determinants of Stock Market Behavior », *Review of Economics and Statistics*, 70, pp. 183-190.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

POON, P. (1988). – « Three Essays on Price Volatility and Trading Volume in Financial Markets », unpublished Ph.D. Dissertation, Louisiana State University.

POTERBA, J. et SUMMERS, L. (1986). – « The Persistence of Volatility and Stock Market Fluctuations », *American Economic Review*, 76, pp. 1142-1151.

PRIESTLEY, M. B. (1981). – *Spectral Analysis and Time Series*, Academic Press, New York.

RICH, R. W., RAYMOND, J. et BUTLER, J. S. (1990 *a*). – « Generalized Instrumental Variables Estimation of Autoregressive Conditionally Heteroskedastic Models », *Economics Letters*, forthcoming.

RICH, R. W., RAYMOND, J. et BUTLER, J. S. (1990 *b*). – « The Relationship Between Forecast Dispersion and Forecast Uncertainty: Evidence from a Survey Data – ARCH Model », unpublished manuscript, Vanderbilt University.

ROBINSON, P. M. (1987 *a*). – « Adaptive Estimation of Heteroskedastic Econometric Models », *Revista de Econometria*, 7, pp. 5-28.

ROBINSON, P. M. (1987 *b*). – « Asymptotically Efficient Estimation in the Presence of Heteroskedasticity of Unknown Form », *Econometrica*, 55, pp. 875-891.

ROBINSON, P. M. (1988). – « Semiparametric Econometrics: A Survey », *Journal of Applied Econometrics*, 3, pp. 35-51.

ROBINSON, P. M. (1990). – « Testing for Strong Serial Correlation and Dynamic Conditional Heteroskedasticity in Multiple Regression », *Journal of Econometrics*, forthcoming.

ROLL, R. (1977). – « A Critique of Asset Pricing Theory Tests, Part I », *Journal of Financial Economics*, 4, pp. 129-176.

ROSS, S. A. (1976). – « The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing », *Journal of Economic Theory*, 13, pp. 341-360.

RUBINSTEIN, M. (1987). – « Derivative Asset Analysis », *Journal of Economic Perspectives*, 1, pp. 73-93.

SCHEINKMAN, J. A. et LEBARON, B. (1989). – « Nonlinear Dynamics and Stock Returns », *Journal of Business*, 62, pp. 311-337.

SCHWERT, G. W. (1989 *a*). – « Why Does Stock Market Volatility Change Over Time », *Journal of Finance*, 44, pp. 1115-1153.

SCHWERT, G. W. (1989 *b*). – « Business Cycles, Financial Crises, and Stock Volatility », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, pp. 83-126.

SCHWERT, G. W. (1989 *c*). – « Margin Requirements and Stock Volatility », *Journal of Financial Services Research*, 3, pp. 153-164.

SCHWERT, G. W. (1990 *a*). – « Stock Volatility and the Crash of 87 », *Review of Financial Studies*, 3, pp. 77-102.

SCHWERT, G. W. (1990 *b*). – « Indexes of United States Stock Prices from 1802 to 1987 », *Journal of Business*, forthcoming.

SCHWERT, G. W. et SEGUIN, P. J. (1990). – « Heteroskedasticity in Stock Returns », *Journal of Finance*, 45, pp. 1129-1155.

SEGUIN, P. J. (1990). – « Stock Volatility and Margin Trading », *Journal of Monetary Economics*, forthcoming.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

SENTANA, E. (1990). – « Identification and Estimation of Multivariate Conditionally Heteroskedastic Latent Factor Models », unpublished manuscript, London School of Economics.

SENTANA, E. et WADHWANI S. (1989). – « Semi-Parametric Estimation and the Predictability of Stock Market Returns: Some Lessons from Japan », unpublished manuscript, London School of Economics.

SENTANA, E. et WADHWANI (1990). – « Feedback Traders and Stock Return Autocorrelations: Evidence from a Century of Daily Data », unpublished manuscript, London School of Economics.

SHARPE, W. F. (1964). – « Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk », *Journal of Finance*, 19, pp. 425-442.

SHEPHARD, N. G. (1990). – « A Local Scale Model: An Unobserved Component Alternative to Integrated GARCH Processes », unpublished manuscript, London School of Economics.

SHILLER, R. J. (1979). – « The Volatility of Long-Term Interest Rates and Expectations Models of the Term Structure », *Journal of Political Economy*, 87, pp. 1190-1219.

SHILLER, R. J., CAMPBELL, J. Y. et SCHOENHOLTZ, K. L. (1983). – « Forward Rates and Future Policy: Interpreting the Term Structure of Interest Rates », *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 173-217.

SIMON, D. P. (1989). – « Expectations and Risk in the Treasury Bill Market: An Instrumental Variables Approach », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, pp. 357-366.

SINGLETON, K. J. (1980). – « Expectations Models of the Term Structure and Implied Variance Bounds », *Journal of Political Economy*, 88, pp. 1159-1176.

SMITH, G. W. (1987). – « Endogeneous Conditional Heteroskedasticity and Tests of Menu-Cost Pricing Theory », unpublished manuscript, Department of Economics, Queen's University.

STEELEY, J. M. (1990). – « Modelling the Dynamics of the Term Structure of Interest Rates », unpublished manuscript, Department of Economics and Management Science, University of Keele.

STOCK, J. H. (1987). – « Measuring Business Cycle Time », *Journal of Political Economy*, 95, pp. 1240-1261.

STOCK, J. H. (1988). – « Estimating Continuous Time Processes Subject to Time Deformation », *Journal of the American Statistical Association*, 83, pp. 77-85.

TAPIA, R. A. et THOMPSON, J. R. (1978). – *Nonparametric Probability Density Estimation*, Johns Hopkins University Press, Baltimore.

TAUCHEN, G. E. et PITTS, M. (1983). – « The Price Variability-Volume Relationship on Speculative Markets », *Econometrica*, 51, pp. 485-505.

TAYLOR, S. J. (1984). – « Estimating the Variances of Autocorrelations Calculated from Financial Time Series », *Journal of the Royal Statistical Association*, Series C (Applied Statistics), 33, pp. 300-308.

TAYLOR, S. J. (1986). – *Modelling Financial Time Series*, John Wiley and Sons, Chichester.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms

TAYLOR, S. J. (1987). – « Forecasting the Volatility of Currency Exchange Rates », *Journal of International Forecasting*, 3, pp. 159-170.

TAYLOR, S. J. (1990*a*). – « Modelling Stochastic Volatility », unpublished manuscript, Department of Accounting and Finance, University of Lancaster.

TAYLOR, S. J. (1990*b*). – « Efficiency of the Yen Futures Market at the Chicago Mercantile Exchange », in B. A. GROSS ed., *Rational Expectations and Efficiency in Futures Markets*, Routledge.

THOMAS, S. H. et WICKENS, M. R. (1989). – « International CAPM: Why has it Failed? » unpublished manuscript, Department of Economics, University of Southampton.

THUM, F. (1988). – « Economic Foundations of ARCH Exchange Rate Processes », unpublished manuscript, Department of Economics, University of Texas.

TSAY, R. S. (1987). – « Conditional Heteroskedastic Time Series Models », *Journal of the American Statistical Association*, 82, pp. 590-604.

WEISS, A. A. (1984). – « ARMA Models with ARCH Errors », *Journal of Time Series Analysis*, 5, pp. 129-143.

WEISS, A. A. (1986*a*). – « Asymptotic Theory for ARCH Models: Estimation and Testing », *Econometric Theory*, 2, pp. 107-131.

WEISS, A. A. (1986*b*). – « ARCH and Bilinear Time Series Models: Comparison and Combination », *Journal of Business and Economic Statistics*, 4, pp. 59-70.

WEST, K. D., EDISON, H. J. et CHO, D. (1990). – « A Utility Based Comparison of Some Models of Foreign Exchange Volatility », unpublished manuscript, Department of Economics, University of Wisconsin, Madison.

WESTON, J. (1986). – « Industry Characteristics and Earnings Estimates », unpublished manuscript, Anderson Graduate School of Management, UCLA.

WHISTLER, D. (1988). – « Semi-Parametric ARCH Estimation of Intra Daily Exchange Rate Volatility », unpublished manuscript, London School of Economics.

WHITE, H. (1982). – « Maximum Likelihood Estimation of Misspecified Models », *Econometrica*, 50, pp. 1-25.

WOLFF, C. C. P. (1989). – « Autoregressive Conditional Heteroskedasticity: A Comparison of ARCH and Random Coefficient Models », *Economics Letters*, 27, pp. 141-143.

WOOLDRIDGE, J. M. (1988*a*). – « Specification Testing and Quasi Maximum Likelihood Estimation », unpublished manuscript, Department of Economics, MIT.

WOOLDRIDGE, J. M. (1988*b*). – « A Unified Approach to Robust Regression Based Specification Tests », unpublished manuscript, Department of Economics, MIT.

ZAKOIAN, J. M. (1990). – « Threshold Heteroskedastic Model », unpublished manuscript, INSEE.



This content downloaded from 73.92.10.170 on Fri, 18 Aug 2017 14:46:43 UTC
All use subject to http://about.jstor.org/terms