
NOTES D'ÉTUDES

ET DE RECHERCHE

**EFFETS « VOLUME », VOLATILITE ET
TRANSMISSIONS INTERNATIONALES SUR
LES MARCHES BOURSIERS DANS LE G5**

Sanvi Avouyi-Dovi, Eric Jondeau et Charles Lai Tong

avril 1997

NER # 42



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

**EFFETS « VOLUME », VOLATILITE ET
TRANSMISSIONS INTERNATIONALES SUR
LES MARCHES BOURSIERS DANS LE G5**

Sanvi Avouyi-Dovi, Eric Jondeau et Charles Lai Tong

avril 1997

NER # 42

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

Effets “volume”, volatilité et transmissions internationales sur les marchés boursiers dans le G5

Sanvi Avouyi-Dovi* Eric Jondeau[†] Charles Lai Tong[‡]

avril 1997

Mots clé : indices boursiers, volatilité, volume de transactions, transmission.

Les auteurs remercient les participants du séminaire interne du Centre de recherche de la Banque de France, et plus particulièrement Henri Pagès et Pierre Sicsic. Ils remercient également Sylvie Marchesetti pour son efficacité et sa patience. Les erreurs ou omissions relèvent de leur seule responsabilité.

Les opinions émises n’engagent ni la Banque de France, ni la Caisse des dépôts et consignations, ni le CNRS.

*Caisse des dépôts et consignations, Service des études économiques et financières, 27, Quai Anatole France, 75007 Paris.

[†]Banque de France, Centre de recherche, 41-1391, 31 rue Croix des Petits Champs, 75049 Paris.

[‡]CNRS-CEFI, Château Lafarge, Route des Milles, 13290 Aix-en-Provence.

Résumé

A partir de données quotidiennes sur la période 1988-1995, ce papier cherche à mesurer l'influence de plusieurs types de déterminants des principaux indices boursiers du G5 : les interactions entre rendement et volatilité, les mécanismes de contagion internationale, l'impact des volumes de transactions. La présence des volumes dans les équations de rendement conduit à un rôle non significatif de la volatilité anticipée sur le rendement. A l'inverse, les effets d'asymétrie (impact du rendement non anticipé sur la volatilité) sont très forts pour le Dow Jones, le Dax et le Nikkei. Les mécanismes de transmission internationale sont particulièrement nets pour les équations de rendement (en particulier du Dow Jones vers les autres indices), mais plus nuancés pour les équations de volatilité. Les volumes de transactions ont des effets marqués, pour l'ensemble des places, à la fois dans les équations de rendement et de volatilité.

Abstract

Using daily data covering the 1988-1995 period, this paper checks the effects of three kinds of determinants on the main stock market indices of the G5: interactions between return and volatility, international transmission mechanisms and impact of trading volumes. The non-significance of expected volatility in return equation can be explained by the influence of trading volumes on returns. On the other hand, asymmetric effects (from non-expected return to volatility) are very high, especially for Dow Jones, DAX and Nikkei. International transmission mechanisms are very clear-cut for return equations (in particular, from Dow Jones to other stock market indices), but much more contrasted for volatility equations. The trading volumes have marked effects on all the markets, both in the return and in the volatility equations.

1 Introduction

Une littérature abondante s'est intéressée au mode de formation des indices boursiers. Plusieurs axes de recherche précisant les liaisons entre les rendements et leurs principaux déterminants théoriques ont fait l'objet d'une attention particulière. Les interactions entre rendement et volatilité, les effets liés aux volumes de transactions et les mécanismes de transmission internationale constituent sans doute les voies les plus largement explorées.

La variabilité au cours du temps de la volatilité est maintenant généralement admise et modélisée à travers des spécifications de type ARCH (comme dans Bollerslev, 1987, ou Engle et Lee, 1994). Conformément à la logique des modèles de choix de portefeuille, la volatilité joue un rôle essentiel dans la détermination du rendement, un titre plus risqué étant supposé offrir un rendement supérieur ; cet effet a été mesuré notamment à travers des modèles ARCH-M, dans lesquels la volatilité est directement introduite comme variable explicative du rendement (Engle *et alii*, 1987, ou French *et alii*, 1987). Enfin, certains auteurs (par exemple Schwert, 1990) ont montré que, inversement, le rendement peut intervenir dans l'explication de la volatilité. Il s'agit alors d'effet d'asymétrie (ou d'effets de levier), car la réaction de la volatilité à un choc sur le rendement est différent selon le signe du choc : on observe généralement qu'un choc à la baisse sur le rendement accroît plus la volatilité, toutes choses égales par ailleurs, qu'un choc à la hausse. Ces différentes interactions semblent relativement robustes pour rendre compte de la dynamique de la plupart des prix des actifs financiers (indices boursiers et taux de change notamment).

Les mécanismes de transmission internationale ont dans un premier temps été mis en évidence entre les rendements boursiers eux-mêmes (Eun et Shim, 1989 par exemple) ; par la suite, l'intérêt s'est en partie déplacé vers les phénomènes de transmission de volatilité entre places boursières. Initiée dans le cadre des marchés des changes (Engle *et alii*, 1990), cette voie a été plus récemment étudiée par Hamao *et alii* (1990) ou Koutmos et Booth (1995) pour les marchés actions.

Le rôle des volumes de transactions dans la formation des rendements a été mis en évidence par de nombreux auteurs (cf. Tauchen et Pitts, 1983, ou Karpoff, 1987, pour des *surveys*). L'existence de cette relation peut être fondée sur des considérations théoriques (Copeland, 1976, ou Epps et Epps, 1976, pour la liaison entre le volume et la volatilité ; Epps, 1975, ou Jennings *et alii*, 1981, pour la liaison entre le volume et le rendement), mais pour l'essentiel, l'approche retenue par la plupart des travaux sur ce sujet reste empirique (cf. Karpoff, 1987). La plus grande partie de ces études ont montré l'existence d'une corrélation positive entre le volume et la valeur absolue du rendement (ou la volatilité du rendement) sur la plupart des marchés. C'est le cas notamment des marchés d'actions (Schwert, 1989, Gallant *et alii*, 1992) et des marchés de *futures* (Bessembinder et Seguin, 1993). En outre, dans certaines de ces études, il apparaît une relation positive, quoique en général plus faible, entre les volumes de transactions et le rendement lui-même (Harris et Gurel, 1986, Karpoff, 1988). De plus, dans une analyse systématique et sur longue période des corrélations entre rendement, volatilité et volume de transactions, Gallant *et alii* (1992) ont mis en évidence l'importance de la prise en compte des volumes de transactions pour l'étude des relations entre le rendement et la volatilité : en effet, d'une part, ils obtiennent une relation entre le rendement et le risque qui est négative en l'absence de prise en compte du volume, mais positive lorsque le volume est inclus dans l'estimation ; d'autre part, l'effet de levier est sensiblement réduit par l'introduction du volume

dans l'estimation de la dynamique de la volatilité.

Ces relations empiriques entre le volume d'une part et le rendement et la volatilité du rendement d'autre part suggèrent alors d'introduire le volume dans les équations explicatives à la fois du rendement et de la volatilité. Ces interactions sont toutefois malaisées à mettre en évidence, du fait notamment de la détermination théoriquement simultanée de ces trois variables et des difficultés d'estimation liées à ce problème. Davidian et Carroll (1987) ont proposé une méthodologie, relativement aisée à mettre en œuvre, permettant de résoudre les problèmes liés à l'endogénéité du volume (cf. également Bessembinder et Seguin, 1993).

L'objectif de ce papier est de proposer un cadre d'analyse homogène pour étudier simultanément ces différents aspects de la modélisation des rendements boursiers. Ce cadre d'analyse est ensuite utilisé pour étudier les rendements quotidiens des indices boursiers de référence du G5, sur la période allant de 1988 à 1995. Le modèle proposé se compose de deux relations (une équation de rendement et une équation de volatilité), dans lesquelles les différents effets indiqués ci-dessus peuvent être mesurés. Pour prendre en compte l'existence d'éventuels effets retardés, une séquence de retards a été introduite pour l'ensemble des variables explicatives (à l'exception des volumes de transactions, qui sont supposés jouer instantanément). Cette démarche nous a conduit à renoncer à l'estimation d'un modèle ARCH, plus précis d'un point de vue statistique, mais beaucoup plus difficile à estimer et à contrôler, surtout dans un cadre multivarié. L'estimation des équations de rendement et de volatilité a ainsi été fondée sur l'approche séquentielle proposée par Davidian et Carroll (1987).

2 La méthodologie et les données

2.1 Le modèle

Le modèle proposé a une structure globale, qui généralise les modèles développés par exemple dans Hamao *et alii* (1990) ou Bessembinder et Seguin (1993). Il s'écrit sous la forme :

$$\Delta I_t = A(L)\varepsilon_{t-1} + B(L)\Delta R_t + C(L)\sigma_t + D_1\hat{v}_t + FD_t + m + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\sigma_t = \alpha(L)\sigma_{t-1} + \beta(L)\varepsilon_{t-1} + \gamma\hat{v}_t + \varphi D_t + \sigma_0 + \eta_t \quad (2)$$

où $A(L)$, $B(L)$, $C(L)$, $\alpha(L)$ et $\beta(L)$ sont des matrices de polynômes de retard, avec $a(L) = \sum_{i=0}^p a_i L^i$. I_t est le vecteur des rendements des indices boursiers de référence à la date t ; ε_t est le vecteur des erreurs, supposées normales, associées aux équations de rendement ; R_t est le vecteur des taux d'intérêt à 10 ans ; σ_t est le vecteur des volatilités conditionnelles du rendement des indices boursiers ; η_t est le vecteur des erreurs associées aux équations de volatilité ; \hat{v}_t est le vecteur des logarithmes des volumes de transactions expurgés des composantes systématiques (voir la section 2.3).

Le vecteur $D_t = (J_{1t}, \dots, J_{4t}, H_{t-1}, H_{t+1}, dum_{1t}, \dots, dum_{kt}, \dots, dum_{Kt})'$ regroupe les variables indicatrices : les variables "jour de la semaine" ($J_{jt}, j = 1, \dots, 4$) valent 1 le jour donné de la semaine (lundi, ..., jeudi), 0 les autres jours ; la variable "jour férié" (H_t) vaut 1 quant à la date t correspond un jour férié, 0 les autres jours ; $\{dum_{kt}\}_{k=1, \dots, K}$ regroupe les variables indicatrices, représentatives de perturbations particulièrement importantes sur les marchés boursiers¹. Ces variables indicatrices ont été introduites en tenant compte des spécificités de chaque place.

¹Les variables indicatrices retenues sont homogènes pour l'ensemble des places boursières et cor-

De façon à autoriser la présence contemporaine du seul taux d'intérêt domestique courant et de la seule volatilité domestique courante dans l'équation de rendement, les contraintes supplémentaires suivantes ont été introduites : $B_{ij}(0) = C_{ij}(0) = 0, \forall i \neq j$.

L'équation de rendement (1) se compose des éléments suivants :

- le rendement de l'indice boursier du pays i à la date t dépend des rendements non anticipés passés de l'ensemble des pays. De fait, tous les rendements boursiers n'ont pas été introduits systématiquement dans chacune des équations de rendements : pour limiter le nombre de paramètres à estimer, une hiérarchie des pays a été imposée *a priori*, selon l'importance des places financières sur les marchés. Les variables américaines ont été introduites dans les équations des autres indices boursiers ; les variables allemandes ont été introduites dans les équations des autres indices boursiers européens². Par souci de cohérence avec l'équation de volatilité, ce n'est pas le rendement lui-même qui est introduit comme variable explicative, mais le rendement non anticipé³ ;

- le rendement de l'indice boursier du pays i dépend de la variation des rendements obligataires présents et passés du pays étudié et passés des pays "en amont". L'introduction des taux à long terme doit permettre d'évaluer l'impact des autres variables (et notamment des volumes de transactions et des volatilités), indépendamment de l'effet direct des taux d'intérêt. Les taux d'intérêt ont en effet un pouvoir explicatif très important pour les équations de rendement boursier, et le fait de ne pas les prendre en compte conduirait à biaiser l'estimation des autres effets. La relative indépendance des marchés obligataires vis-à-vis des marchés boursiers (compte tenu du poids relatif des transactions sur les deux marchés) assure en outre une certaine exogénéité des taux à long terme vis-à-vis des paramètres des équations de rendement boursier ;

- les équations incluent les volatilités anticipées des rendements boursiers passés et présents du pays en question et passés des pays "en amont". Engle *et alii* (1987) ont montré l'importance de la volatilité (comme variable représentative du risque) dans la modélisation des rendements. La volatilité a été introduite dans l'équation de rendement de façon symétrique aux rendements non anticipés passés ;

- l'influence des volumes domestiques dans l'équation de rendement a été testée sous deux formes alternatives : le logarithme du volume expurgé de sa composante

respondent aux principaux événements ayant affecté l'environnement international : la chute du mur de Berlin (octobre 1989), la réunification allemande (octobre 1990), la guerre du Golfe (avril 1990) et le putsch de Moscou (août 1991). Compte tenu des décalages horaires, ces variables indicatrices peuvent être parfois décalées d'un jour selon les pays.

²La hiérarchie retenue entre les places européennes revient à conférer à l'Allemagne le rôle de *leader* en Europe. Ce choix ne correspond pas nécessairement à l'importance de la place de Francfort par rapport à celles de Londres ou de Paris, mais au poids relatif des économies.

³Ainsi, si les pays sont rangés dans l'ordre (Etats-Unis, Allemagne, France, Royaume-Uni, Japon), les matrices de coefficients $A_i, B_i, C_i, i = 1, \dots, p$, de l'équation (1), ainsi que α_i et $\beta_i, i = 1, \dots, p$, de l'équation (2) ont la structure suivante :

$$\begin{bmatrix} x & 0 & 0 & 0 & 0 \\ x & x & 0 & 0 & 0 \\ x & x & x & 0 & 0 \\ x & x & 0 & x & 0 \\ x & 0 & 0 & 0 & x \end{bmatrix}.$$

Pour la France, par exemple, les variables américaines, allemandes et françaises peuvent être présentes dans les équations de rendement et de volatilité.

systématique (liée aux tendances déterministes, aux effets jours et aux effets jours fériés), noté \hat{v}_t ; le logarithme du volume expurgé \hat{v}_t décomposé en une partie anticipée \hat{v}_t^a et une partie non anticipée \hat{v}_t^{na} .

Les principaux éléments composant l'équation de volatilité (2) sont les suivants :

- la volatilité de l'indice du pays i à la date t dépend des volatilités passées du pays étudié et des pays "en amont" ;

- la présence des rendements non anticipés permet de mesurer l'impact asymétrique des chocs de rendement sur la volatilité (effets de levier).

- l'influence des volumes dans l'équation de volatilité a été testée sous les mêmes formes alternatives que dans l'équation d'espérance : le volume expurgé de sa composante systématique et le volume partagé entre les composantes anticipée et non anticipée.

Compte tenu du nombre élevé de paramètres à estimer dans les équations de rendement et de volatilité, l'estimation du modèle par maximum de vraisemblance apparaît extrêmement délicate. Cette difficulté est contournée en mettant en œuvre la procédure suggérée par Schwert (1990), reprise par Bessembinder et Seguin (1993). D'une part, comme proposé par Schwert et Seguin (1990), l'écart-type des rendements est évalué par la relation :

$$\hat{\sigma}_t = |\hat{\varepsilon}_t| \sqrt{\pi/2} \quad (3)$$

où $\hat{\varepsilon}_t$ est le résidu estimé de l'équation de rendement (1). Cette définition est fondée sur le résultat selon lequel $E(|x|) = \sigma\sqrt{2/\pi}$ si $x \rightsquigarrow N(0, \sigma^2)$ ⁴. Le choix de cette spécification pour l'évaluation de la volatilité fait dépendre celle-ci à la fois des rendements non anticipés et de la valeur absolue de ces mêmes rendements non anticipés. L'impact en t sur la volatilité du pays i d'un choc en $t-l$ sur le rendement non anticipé du pays j est donc *a priori* différent selon que ce choc est positif ou négatif, ce qui permet de mettre en évidence les éventuels effets d'asymétrie :

$$\frac{\partial \hat{\sigma}_{it}}{\partial \hat{\varepsilon}_{jt-l}} = \begin{cases} \beta_{ijl} + \alpha_{ijl} \sqrt{\pi/2} & \text{si } \hat{\varepsilon}_{jt-l} > 0 \\ \beta_{ijl} - \alpha_{ijl} \sqrt{\pi/2} & \text{si } \hat{\varepsilon}_{jt-l} < 0 \end{cases} \quad (4)$$

D'autre part, suivant les recommandations de Davidian et Carroll (1987), le modèle (1)-(2) est estimé à l'aide d'une méthode d'estimation séquentielle, constituée des quatre étapes suivantes :

1. une estimation préliminaire de l'équation de rendement est réalisée, dans laquelle les volatilités domestiques et étrangères sont absentes et où les rendements non anticipés domestiques passés sont remplacés par les rendements observés passés. Dans cette estimation, le vecteur des rendements non anticipés passés pour l'indice boursier du pays i (noté ici $\hat{\varepsilon}_{t-1}^{(0)}$) est constitué des rendements non anticipés associés aux autres indices et du rendement observé associé à l'indice i :

$$\Delta I_t = A(L)\hat{\varepsilon}_{t-1}^{(0)} + B(L)\Delta R_t + D_1\hat{v}_t + FD_t + m + \varepsilon_t^{(1)}$$

d'où l'on tire les rendements non anticipés $\hat{\varepsilon}_t^{(1)}$.

⁴D'autres indicateurs de volatilité peuvent être utilisés. L'écart-type glissant sur n jours ouvrés du résidu de l'équation d'espérance représente l'un des indicateurs utilisés par les opérateurs sur les marchés financiers mais il est peu satisfaisant car il peut introduire des biais d'*overlapping*. De même, l'utilisation de volatilités implicites aurait été une alternative intéressante, mais n'a pu être mise en œuvre faute de données suffisantes.

2. la volatilité est ensuite évaluée par l'équation (3)

$$\hat{\sigma}_t^{(1)} = \left| \hat{\varepsilon}_t^{(1)} \right| \sqrt{\pi/2}$$

et une estimation préliminaire de l'équation de volatilité est réalisée : la volatilité est régressée sur les volatilités domestiques et étrangères passées et sur les rendements non anticipés domestiques et étrangers passés (pour le rendement non anticipé domestique, il s'agit du résidu de la régression estimée au cours de la première étape), soit

$$\hat{\sigma}_t^{(1)} = \alpha(L)\hat{\sigma}_{t-1}^{(1)} + \beta(L)\hat{\varepsilon}_{t-1}^{(1)} + \gamma\hat{v}_t + \varphi D_t + \sigma_0 + \eta_t^{(1)}$$

d'où l'on tire les volatilités anticipées $\hat{\sigma}_t^{(2)} = \hat{\sigma}_t^{(1)} - \hat{\eta}_t^{(1)}$.

3. l'équation de rendement (1) est finalement estimée, avec les volatilités anticipées domestiques et étrangères et les rendements non anticipés domestiques et étrangers :

$$\Delta I_t = A(L)\hat{\varepsilon}_{t-1}^{(1)} + B(L)\Delta R_t + C(L)\hat{\sigma}_t^{(2)} + D_1\hat{v}_t + F D_t + m + \varepsilon_t^{(2)}$$

d'où l'on tire les rendements non anticipés $\hat{\varepsilon}_t^{(2)}$.

4. la volatilité est recalculée

$$\hat{\sigma}_t^{(3)} = \left| \hat{\varepsilon}_t^{(2)} \right| \sqrt{\pi/2}$$

et l'équation de volatilité (2) est finalement estimée :

$$\hat{\sigma}_t^{(3)} = \alpha(L)\hat{\sigma}_{t-1}^{(3)} + \beta(L)\hat{\varepsilon}_{t-1}^{(2)} + \gamma\hat{v}_t + \varphi D_t + \sigma_0 + \eta_t^{(2)}$$

Cette méthode d'estimation séquentielle suppose, implicitement, que la matrice de variance-covariance des résidus est diagonale. Les covariances entre les aléas associés aux équations d'espérance ε_t et de variance η_t sont supposées nulles ; toutefois, la volatilité peut avoir un effet instantané sur le rendement. De même, les corrélations entre les aléas associés aux différentes places (ε_{it} et ε_{jt} pour les équations de rendement, η_{it} et η_{jt} pour les équations de volatilité) sont supposées nulles ; néanmoins, les erreurs les plus récentes sur les autres places boursières sont introduites dans les équations de rendement et de volatilité.

2.2 Les données

Les séries utilisées dans ce papier sont les cours des indices boursiers de référence (Dow Jones à New York, DAX à Francfort, CAC 40 à Paris, Financial Times-100 à Londres et Nikkei à Tokyo⁵), les volumes de transactions associés à chacune de ces places et les taux à long terme (*benchmarks* à 10 ans). Ces données couvrent la période allant du 1er janvier 1988 au 31 décembre 1995 en fréquence quotidienne (2087 observations) et ont été relevées sur les différentes places à l'heure de clôture du marché (source

⁵Les indices boursiers retenus dans cette étude ne sont pas nécessairement cohérents entre eux : leurs poids dans la capitalisation boursière totale de la place peuvent être très différents et les méthodes de pondération et les critères de sélection des titres peuvent différer sensiblement. Ils ont cependant été privilégiés car ils correspondent aux indicateurs les plus suivis par les opérateurs de marché.

Datastream). Le choix de 1988 comme année de départ de l'échantillon permet d'exclure le krach d'octobre 1987, qui a sensiblement perturbé le comportement des marchés boursiers.

Le traitement des volumes de transactions pose deux problèmes principaux :

- le premier concerne le type d'information disponible sur les places financières : pour les Etats-Unis, le Japon et le Royaume-Uni, les volumes de transactions sont exprimés en nombre de titres échangés au cours de la séance (sur les places de New York, Tokyo et Londres respectivement). Pour Paris et Francfort en revanche, les volumes sont exprimés en unités monétaires (sur ces deux places, des volumes en nombre de titres échangés existent également, mais pour une période trop récente pour pouvoir être utilisés ici) ;

- le deuxième problème concerne la qualité des données. Certaines observations ont dû être corrigées au préalable à toute analyse statistique : dans certains cas en effet, il existait des jours fériés renseignés, des jours ouvrés non renseignés, des données clairement aberrantes. Sur l'ensemble de la base de données, 3 volumes ont été redressés aux Etats-Unis, 15 en Allemagne, 42 en France, 1 au Royaume-Uni et 44 au Japon.

Les heures d'ouverture et de fermeture des places boursières sont exprimées, dans Datastream, en heures GMT. Les conventions retenues dans cette étude sont les suivantes : si l'heure de clôture a lieu l'après-midi du jour t en Europe, elle a lieu le matin du jour t au Japon et le soir du jour $t - 1$ aux Etats-Unis⁶.

Les jours fériés ou sans cotation ont été traités de la façon suivante⁷ :

- lorsque la veille est un jour férié pour la place étudiée, les variables exprimées en variation (logarithme de l'indice ou taux d'intérêt) sont donc définies comme la variation entre deux jours ouvrés (quel que soit le nombre de jours entre ces deux dates) ; les variables exprimées en niveau (volume de transactions, volatilité) ne sont pas modifiées, puisqu'elles ne sont renseignées que pour les jours ouvrés (en cas de jours fériés, Datastream reproduit le cours de la veille pour les indices boursiers et les taux d'intérêt) ; pour les variables étrangères qui interviennent dans l'équation de l'indice domestique, aucune correction n'est apportée : s'il s'agit également d'un jour férié pour la place étrangère, les variables étrangères en variation sont mises à 0, les variables en niveau sont mises à leur niveau de la veille ; s'il s'agit d'un jour ouvré pour la place étrangère, ce sont les variations et les niveaux observés qui sont retenus ;

- lorsque le jour férié concerne la place étrangère, mais qu'il s'agit d'un jour ouvré pour la place étudiée, les variables étrangères en variation sont mises à 0, les variables

⁶Les périodes d'ouverture des places européennes se chevauchent en grande partie, ce qui pose des problèmes de simultanéité. Dans le cas de la liaison entre les places de Francfort et Paris par exemple, l'introduction du rendement allemand contemporain dans l'équation de rendement français peut conduire à la mise en évidence d'une causalité de Francfort vers Paris, alors qu'elle ne reflète en fait que l'effet des "news". Pour tenir compte de ce biais éventuel, deux types de modèle ont été estimés : le premier autorise la présence des seules variables allemandes retardées (aussi bien dans les équations françaises que britanniques, tableaux 3 et 4) ; le second permet la présence des variables allemandes contemporaines (tableaux A1 et A2 de l'annexe). Par ailleurs, il est important de noter que la bourse de New York ouvre après la fermeture de la bourse de Francfort, mais avant la fermeture de la bourse de Paris. Le cours de clôture du CAC 40 est donc susceptible d'intégrer de l'information sur les premières cotations de la place américaine, que ne peut contenir le cours de clôture du DAX.

⁷Il existe un nombre de jours fériés ou sans cotation très variable d'un pays à l'autre. Sur l'ensemble de la période étudiée, il y a eu 64 jours fériés ou sans cotation aux Etats-Unis, 84 en Allemagne, 97 en France, 65 au Royaume-Uni et 113 au Japon.

en niveau sont mises à leur niveau de la veille.

Les tableaux (1a, 1b et 1c) reprennent quelques éléments de statistique descriptive sur les rendements boursiers, les volumes de transactions et les taux d'intérêt à 10 ans des pays du G5 sur la période étudiée. Les distributions de lois des rendements boursiers présentent une asymétrie (négative aux Etats-Unis, en Allemagne et en France et positive au Royaume-Uni et au Japon) et des queues épaisses (l'excès de kurtosis est très élevé, de 2,1 pour le FT-100 à 15,6 pour le DAX) significativement différentes de celles d'une loi normale. Le test de Jarque-Bera rejette en effet l'hypothèse de normalité pour tous les indices. Les statistiques de Ljung-Box (LBQ, calculées avec 20 retards) ne permettent pas de rejeter l'hypothèse d'absence de dépendance linéaire aux seuils usuels, sauf pour le Nikkei. Enfin, les statistiques de Ljung-Box sur le carré des rendements (LBQ2) indiquent une nette hétéroscédasticité pour l'ensemble des places. Les propriétés statistiques des séries nécessitent donc –tout au moins en ce qui concerne la forte dépendance des carrés des séries–, une modélisation spécifique des rendements boursiers et de leur volatilité.

Concernant les propriétés statistiques des taux d'intérêt à 10 ans, les conditions de normalité ne sont jamais satisfaites, quel que soit le pays considéré, bien que la plupart des distributions ne présentent pas d'asymétrie par rapport à la loi normale (sauf le taux allemand, tableau 1b). L'hypothèse d'indépendance sérielle semble respectée pour les taux français, japonais et, dans une moindre mesure, britanniques. En revanche, l'hétéroscédasticité est très nette pour tous les taux d'intérêt considérés.

Les statistiques estimées pour les volumes de transactions conduisent à rejeter à la fois la normalité, l'absence d'autocorrélation et l'homoscédasticité de leurs taux de croissance (tableau 1c).

Le tableau 2 présente les résultats des tests de l'hypothèse nulle de non-stationnarité, fondés sur les statistiques de Dickey et Fuller et de Dickey et Fuller augmentées. En ce qui concerne les indices boursiers et les taux d'intérêt, l'hypothèse de non-stationnarité des variables en niveau ne semble pas devoir être rejetée. En effet, indépendamment même de la valeur prise par la statistique de Dickey et Fuller (dont les valeurs critiques sont inconnues en présence d'une tendance quadratique), les coefficients autorégressifs ($1 + \varphi$) sont tous très proches de 1 (compris entre 0,988 et 0,998) et il semble plus prudent d'utiliser une spécification en différence première pour ces séries. En revanche, l'hypothèse de non-stationnarité des volumes de transactions peut être rejetée : les coefficients autorégressifs sont compris entre 0,764 et 0,935, pour les statistiques ADF ; dans tous les cas, le volume apparaît guidé par une tendance déterministe (linéaire et quadratique) et non stochastique. Les volumes de transactions ont donc été considérés dans la suite comme stationnaires autour d'une tendance déterministe.

2.3 La décomposition entre volume anticipé et non anticipé

De nombreux auteurs ont montré l'importance des volumes dans l'explication de la dynamique des indices boursiers. L'introduction des volumes aussi bien dans l'équation d'espérance que dans l'équation de volatilité apparaît justifiée à la fois d'un point de vue théorique et empirique. L'intérêt du volume de transactions dans l'analyse des indices boursiers réside en outre dans son lien avec la "profondeur" du marché. Ainsi Kyle (1985) définit la profondeur du marché comme le flux d'ordres non anticipés nécessaire pour faire varier l'indice boursier de 1%. Cette définition est à la base de l'étude de Bessembinder et Seguin (1993), qui analysent l'impact du volume sur la

volatilité.

La prise en compte du volume de transactions pose néanmoins un problème sérieux, l'endogénéité du volume vis-à-vis du rendement et de la volatilité. Il est clair en effet que ces variables sont déterminées simultanément. Toutefois, une estimation jointe des équations de rendement (espérance et variance) et de volume s'avérerait assez délicate du fait de la complexité des spécifications. Une solution communément adoptée (Gallant *et alii*, 1992, Bessembinder et Seguin, 1993, Campbell *et alii*, 1993) consiste à filtrer préalablement les séries de volume. Cette étape préalable permet en outre d'obtenir une décomposition entre volumes anticipé et non anticipé.

La décomposition entre volumes anticipé et non anticipé, pour le pays i , est ainsi obtenue en deux temps :

1. dans un premier temps, les effets systématiques (tendance déterministe, effets jours de la semaine et jours fériés) sont extraits du volume de transactions, à travers l'estimation de la relation suivante :

$$\log V_{it} = \alpha + \beta t + \gamma t^2 + \sum_{j=1}^4 f_j J_j + f_5 H_{it-1} + f_6 H_{it+1} + v_{it} \quad (5)$$

2. dans un second temps, la partie non systématique du volume de transactions, \hat{v}_{it} , est décomposée en une partie anticipée et une partie non anticipée. Certains auteurs (dont Gallant *et alii*, 1992) ont mis en évidence la corrélation entre le passé de la volatilité et le volume de transactions, ce qui explique, dans une large mesure, le caractère endogène du volume vis-à-vis de la dynamique des rendements. \hat{v}_{it} est alors régressé sur son passé et sur le passé de la volatilité et du rendement. L'introduction du rendement dans cette dernière équation permet de tenir compte des interactions entre le rendement et le volume. À ce niveau, la volatilité est définie comme la valeur absolue du rendement ($s_{it} = |\Delta I_{it}| \sqrt{\pi/2}$). La décomposition s'obtient alors en estimant la relation suivante :

$$\hat{v}_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^n \lambda_j \hat{v}_{it-j} + \sum_{j=1}^n \pi_j s_{it-j} + \sum_{j=1}^n \psi_j \Delta I_{it-j} + v_{it}^{na} \quad (6)$$

Dans la suite, le volume non anticipé est défini par le résidu estimé de cette seconde étape, \hat{v}_{it}^{na} , le volume anticipé par $\hat{v}_{it}^a = \hat{v}_{it} - \hat{v}_{it}^{na}$. Cette décomposition permet la prise en compte d'une réaction différenciée, de la part des opérateurs, vis-à-vis des informations contenues dans le volume, selon que ces informations sont anticipées ou non. Les élasticités peuvent ainsi être différentes pour les deux composantes du volume qui peuvent alors être interprétées comme des signaux distincts. Les effets "volume" ont été introduits simultanément dans les équations de rendement et de volatilité.

3 Les résultats empiriques

Les estimations du modèle (1) et (2) sont présentées dans tableau 3 (avec le volume hors effets systématiques) et le tableau 4 (avec décomposition entre volumes anticipé et non anticipé). Les estimations ont été réalisées avec $p = 5$ retards pour l'ensemble des variables explicatives des équations (1) et (2) (à l'exception des volumes de

transactions, dont seul l'effet instantané est mesuré). Ces mêmes estimations ont également été réalisées avec 10 retards, mais les résultats restent qualitativement les mêmes, compte tenu de la faible significativité des paramètres associés aux retards d'ordre élevé.

Les rendements non anticipés et les volatilités étrangers, lorsqu'ils sont introduits dans une équation domestique, font toujours référence à une séance déjà close. Si cette hypothèse paraît naturelle pour le Dow Jones et le Nikkei, elle est sans doute plus discutable pour les bourses européennes dont les plages d'ouverture se chevauchent largement et qui réagissent donc aux mêmes "news" internationales. De ce fait, l'effet des variables étrangères contemporaines ne peut pas être interprété directement comme un effet de transmission, puisqu'il inclut également une réaction commune à un événement extérieur. Toutefois, l'influence des variables allemandes contemporaines sur le CAC 40 et le FT-100 a été également testée, notamment pour évaluer dans quelle mesure la présence de ces variables altère significativement l'influence des autres variables du modèle (les résultats sont présentés dans l'annexe).

3.1 Les phénomènes d'arbitrage

Il s'agit ici aussi bien des arbitrages entre marchés obligataires et boursiers que des arbitrages entre places financières.

L'effet des rendements obligataires sur les rendements boursiers est particulièrement net dans tous les pays. La semi-élasticité est comprise entre -0,024 pour le Nikkei et -0,102 pour le CAC 40. La décomposition du volume n'a presque aucun d'effet sur ce paramètre.

Concernant les arbitrages entre places, l'influence de la bourse de New York apparaît extrêmement forte sur l'ensemble des autres places : un accroissement de 1% du rendement non anticipé du Dow Jones se traduit, toutes choses égales par ailleurs, au bout de 5 séances, par un accroissement compris entre 0,27% pour le CAC 40 et 0,37% pour le Nikkei. En revanche, la bourse de Francfort retardée semble avoir un impact négligeable sur l'évolution des bourses française et britannique. Dans les estimations présentées en annexe, prenant en compte les effets contemporains des variables allemandes, le DAX a un impact prépondérant sur les autres bourses européennes, dominant l'effet du Dow Jones. L'importance de cet effet doit toutefois être largement relativisée par le fait qu'il reflète également l'impact des "news" internationales sur les autres places européennes.

Enfin, les rendements obligataires étrangers ne semblent jouer aucun rôle significatif, dans la plupart des cas, sur l'évolution des rendements boursiers domestiques. Ce résultat est sans doute dû à la forte corrélation entre les rendements obligataires domestique et étranger.

3.2 Les effets de la volatilité sur le rendement

La volatilité anticipée domestique (présente et passée) n'a pas d'impact significatif sur le rendement associé, quel que soit le rendement boursier considéré. Ce résultat apparaît en contradiction avec les estimations réalisées par French *et alii* (1987) sur données américaines, à partir de modèles du type ARCH-M, mais des études plus récentes ont jeté un doute sur la robustesse des conclusions de ces auteurs : par exemple, Poon et Taylor (1992) ne parviennent pas, à partir de la même méthodologie, à mettre en évidence un effet significatif de la volatilité sur les rendements ; de même,

Hamao *et alii* (1990) n'obtiennent pas, dans la plupart de leurs estimations, d'impact significatif de la volatilité. Dans le cadre de la présente étude, ce résultat peut s'expliquer en particulier par l'introduction du volume dans l'équation de rendement. En effet, l'estimation (non reproduite ici) des équations (1) et (2), en l'absence des volumes de transactions, conduit à des coefficients des volatilités anticipées significatifs pour la plupart des indices boursiers.

Les seuls effets significatifs concernent l'influence de la volatilité anticipée passée du Dow Jones sur les rendements boursiers allemand et français. En revanche, la volatilité du Dow Jones n'a aucun effet significatif sur FT-100, et la volatilité du DAX n'a aucun effet significatif sur les autres rendements européens.

3.3 Les effets d'asymétrie

Les volatilités présentent un comportement autorégressif significatif, mais, dans tous les cas, elles demeurent clairement stationnaires. L'indice ayant la volatilité la plus persistante est le Nikkei, pour lequel la somme des coefficients des cinq plus récentes volatilités est de 0,6. Pour les autres indices, la somme des coefficients est comprise entre 0,2 et 0,4. Dans certaines études antérieures (par exemple, Hamao *et alii*, 1990), la variance conditionnelle est extrêmement autorégressive, voire non-stationnaire. Ce résultat, quelque peu inhabituel, apparaît lié, au moins en partie, à la définition retenue pour la variance conditionnelle.

Dans l'ensemble des équations, les rendements non anticipés ont un impact négatif sur la volatilité. Cet effet est significatif pour le Dow Jones, le DAX et le Nikkei. La réaction de la volatilité après un choc sur le rendement apparaît donc assez largement asymétrique (tableau 5) : dans le cas du Dow Jones par exemple, un choc positif de 1% n'accroît que peu la volatilité (0,18%), alors qu'un choc négatif de 1% se traduit par une augmentation de la volatilité de 0,55%. Ce comportement asymétrique se révèle également important pour le Nikkei et, dans une moindre mesure, pour le DAX : les coefficients se situent dans un rapport de 1 à 2 dans le cas du Nikkei, dans un rapport de 2 à 3 pour le DAX.

3.4 Les transmissions de volatilité

Les mécanismes de transmission de volatilité d'une bourse à l'autre conduisent à des résultats contrastés : la volatilité anticipée du Dow Jones n'a aucun impact sur la volatilité des autres places. En revanche, le rendement non anticipé du marché américain joue clairement un rôle négatif sur les volatilités du DAX et du Nikkei ; dans le cas du DAX, son impact est même légèrement supérieur à l'impact du rendement non anticipé domestique (le coefficient du rendement non anticipé du Dow Jones est de -0,14, contre -0,11 pour le coefficient du rendement non anticipé du DAX) ; pour le Nikkei, les deux coefficients ont le même ordre de grandeur. Les volatilités du DAX et du Nikkei sont donc influencées négativement à la fois par les rendements non anticipés domestiques et américains.

Dans le cas du CAC 40 et du FT-100, il semble exister une certaine forme de transmission de volatilité provenant du DAX : dans le cas de l'indice français, l'effet provient directement de la volatilité passée du DAX (avec un effet global, significatif, de 0,33) ; dans le cas du FT-100, le mécanisme de transmission transite par un effet significativement négatif du rendement non anticipé du DAX.

3.5 Les effets “volume”

L’analyse des effets “volume” est faite ici en trois temps : l’effet “volume” sur l’équation de rendement, l’effet “volume” sur l’équation de volatilité et l’impact de la décomposition entre volumes anticipé et non anticipé.

Quand le volume de transactions n’est pas décomposé, il exerce un effet significativement positif sur tous les rendements, à l’exception du CAC 40 (tableau 3a). Ce effet est particulièrement important pour l’indice japonais, puisqu’une augmentation de 1% du volume se traduit, toutes choses égales par ailleurs, par une augmentation de 1.3% du rendement du Nikkei.

L’effet du volume sur la volatilité est plus homogène dans la mesure où il est significatif pour l’ensemble des indices (tableau 3b) : il est compris entre 0,8 et 0,9 pour le Dow Jones, le DAX et le Nikkei ; entre 0,1 et 0,3 pour le CAC 40 et le FT-100. En reprenant l’interprétation de Kyle (1985) en terme de “profondeur” du marché, une variation de 1% de l’indice (à la hausse ou à la baisse) nécessite une variation du volume de transactions de 1,17% (1/0,856) pour le Dow Jones, de 1,23% pour le DAX, de 7,75% pour le CAC 40, de 3,37% pour le FT-100 et de 1,25% pour le Nikkei.

La décomposition entre volumes anticipé et non anticipé permet de préciser ces résultats : pour l’équation de rendement (tableau 4a), c’est principalement le volume non anticipé qui a une influence positive. Par ailleurs, les coefficients du volume non anticipé sont relativement proches de ceux du volume non décomposé. Quant au volume anticipé, son impact sur le rendement est positif et significatif uniquement pour le Nikkei et le FT-100, mais ce n’est que pour la place de Tokyo que l’on observe un effet très différencié des deux composantes du volume. Ainsi, globalement au niveau de l’équation du rendement, la séparation des deux composantes du volume semble *ex post* justifiée. De la même manière, pour l’équation de volatilité (tableau 4b), seul le volume non anticipé joue un rôle (pour le Nikkei, le volume anticipé a un coefficient significatif, mais négatif). Les ordres de grandeur relatifs des deux composantes sont comparables à ceux obtenus par Bessembinder et Seguin (1993) pour les taux de change.

4 Conclusion

Le modèle proposé permet d’étudier plusieurs types d’interdépendance : les interactions entre le rendement et la volatilité d’un même indice ; les mécanismes de transmission entre les places boursières à la fois au niveau du rendement et de la volatilité ; l’influence des volumes de transactions sur la dynamique des rendements.

Tout d’abord, l’effet négatif des rendements obligataires est très net pour l’ensemble des rendements boursiers.

Les rendements de toutes les places subissent des effets de contagion de la part de la bourse de New York. Si les variables allemandes instantanées sont incluses dans les équations du CAC 40 et du FT-100, on observe alors un impact important du rendement non anticipé du DAX, sans dégradation des effets du Dow Jones. En revanche, les phénomènes de transmission internationale sont beaucoup moins nets pour l’équation de volatilité : les seuls effets notables de ce point de vue concernent la présence de la volatilité du DAX dans les équations de volatilité du CAC 40 et du FT-100. L’absence d’influence du Dow Jones notamment sur le DAX et le FT-100 est plus surprenante.

La volatilité ne joue pas un rôle significatif dans l'évolution des rendements (sauf par l'intermédiaire de la volatilité du Dow Jones sur les rendements étrangers), confirmant la difficulté à détecter la présence d'effet ARCH-M dans les équations de rendement boursier. En revanche, les effets d'asymétrie (c'est-à-dire l'impact différencié sur la volatilité d'un choc sur le rendement, selon que le choc est positif ou négatif) sont significatifs pour les indices américain, allemand et japonais.

Enfin, les volumes de transactions ont un impact positif marqué sur l'ensemble des indices. Dans l'équation d'espérance, l'influence est plus nette pour le Dow Jones, le DAX et le Nikkei ; en revanche, dans l'équation de volatilité, tous les indices, à l'exception du CAC 40, subissent l'effet des volumes. La distinction entre les composantes anticipée et non anticipée du volume permet de montrer que, pour l'essentiel, l'influence sur le rendement provient du volume non anticipé.

Ces résultats, tirés d'une procédure d'évaluation de la volatilité, alternative aux modèles ARCH ou aux modèles à volatilité stochastique par exemple, sont globalement satisfaisants. Les relations obtenues entre les rendements, la volatilité et les volumes de transactions sont, dans l'ensemble, conformes à celles obtenues par ailleurs. Il serait intéressant d'établir une base commune de comparaison des différentes méthodes d'évaluation de la volatilité, afin d'établir une hiérarchie fondée sur les performances de ces modèles. Cette étude pourrait donc ouvrir la voie à une série d'analyses empiriques des performances des modèles multivariés consacrés aux phénomènes de transmissions internationales sur les marchés d'actions ou de taux.

Bibliographie

- Bessembinder, H., et P.J. Seguin** (1993) : “Price Volatility, Trading Volume, and Market Depth: Evidence from Futures Markets”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 28, 21-39.
- Bollerslev, T.** (1987) : “A Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return”, *Review of Economics and Statistics*, 69, 542-547.
- Campbell, J.Y., S.J. Grossman et J. Wang** (1993) : “Trading Volume and Serial Correlation on Stock Returns”, *Quarterly Journal of Economics*, 435, 905-939.
- Copeland, T.E.** (1976) : “A Model of Asset Trading under the Assumption of Sequential Information Arrival”, *Journal of Finance*, 31, 1149-1168.
- Davidian, M., et R.J. Carroll** (1987) : “Variance Function Estimation”, *Journal of the American Statistical Association*, 82, 1079-1091.
- Engle, R.F., T. Ito et W.L. Lin** (1990) : “Meteor Showers or Heat Waves?: Heteroskedastic Intra-Daily Volatility in the Foreign Exchange Market”, *Econometrica*, 58, 525-542.
- Engle, R.F., et G.J. Lee** (1994) : “A Permanent and Transitory Component Model of Stock Return Volatility”, Discussion Paper, Dept of Economics, University of California, San Diego, La Jolla, CA 92093.
- Engle, R.F., R.M. Lilien et R.P. Robins** (1987) : “Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model”, *Econometrica*, 55, 391-407.
- Epps, T.W.** (1975) : “Security Price Changes and Transaction Volumes: Theory and Evidence”, *American Economic Review*, 65, 586-597.
- Epps, T.W., et M.L. Epps** (1976) : “The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes: Implications for the Mixture-of-Distributions Hypothesis”, *Econometrica*, 44, 305-321.
- Eun, C., et S. Shim** (1989) : “International Transmission of Stock Market Movements”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 24, 241-256.
- French, K.R., G.W. Schwert et R.F. Stambaugh** (1987) : “Expected Stock Returns and Volatility”, *Journal of Financial Economics*, 19, 3-30.
- Gallant, A.R., P.E. Rossi et G. Tauchen** (1992) : “Stock Prices and Volume”, *Review of Financial Studies*, 5, 199-242.
- Hamao, Y., R.W. Masulis et V. Ng** (1990) : “Correlations in Price Changes and Volatility Across International Stock Markets”, *Review of Financial Studies*, 3, 281-307.
- Harris, L., et E. Gurel** (1986) : “Price and Volume Effects Associated with Changes in the S&P 500 List: New Evidence for the Existence of Price Pressures”, *Journal of Finance*, 41, 815-829.
- Jennings, R.H., L.T. Starks et J.C. Fellingham** (1981) : “An Equilibrium Model of Asset Trading with Sequential Information Arrival”, *Journal of Finance*, 36, 143-161.
- Karpoff, J.M.** (1987) : “The Relation between Price Changes and Trading Volume”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22, 109-126.
- Karpoff, J.M.** (1988) : “Costly Short Sales and the Correlation of Returns with Volume”, *Journal of Financial Research*, 11, 173-188.
- Koutmos, G., et G.G. Booth** (1995) : “Asymmetric Volatility Transmission

in International Stock Markets”, *Journal of International Money and Finance*, 14(6), 747-762.

Kyle, A.S. (1985) : “Continuous Auctions and Insider Trading”, *Econometrica*, 53, 1315-1335.

Newey, W.K., et K.D. West (1987) : “A Simple, Positive Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix”, *Econometrica*, 55, 703-708.

Poon, S.H., et S.J. Taylor (1992) : “Stock Returns and Volatility: An Empirical Study of the UK Stock Market”, *Journal of Banking and Finance*, 16, 37-59.

Schwert, G.W. (1989) : “Why Does Stock Volatility Change Over Time?” *Journal of Finance*, 44, 1115-1154.

Schwert, G.W. (1990) : “Stock Volatility and the Crash of '87”, *Review of Financial Studies*, 3, 77-102.

Schwert, G.W., et P.J. Seguin (1990) : “Heteroskedasticity in Stock Returns”, *Journal of Finance*, 45, 1129-1156.

Tauchen, G.E., et M. Pitts (1983) : “The Price Variability-Volume Relationship on Speculative Markets”, *Econometrica*, 51, 485-505.

Tableau 1a : Statistiques sur le taux de croissance des indices boursiers

	Dow Jones		DAX		CAC 40		FT-100		Nikkei	
Moyenne (%)	0,048		0,041		0,032		0,038		-0,005	
Ecart-type (%)	0,831		1,159		1,140		0,817		1,392	
Skewness	-0,67	***	-0,92	***	-0,17	***	0,11	**	0,42	***
Kurtosis	7,16	***	15,57	***	2,87	***	2,11	***	6,11	***
Jarque-Bera	4614,1	***	21375,0	***	726,3	***	391,4	***	3307,7	***
LBQ(20)	26,1	—	15,6	—	16,1	—	30,4	*	43,4	***
LBQ2(20)	81,8	***	82,7	***	193,2	***	139,3	***	392,8	***

Tableau 1b : Statistiques sur la variation des taux d'intérêt à 10 ans

	Etats-Unis		Allemagne		France		Roy.-Uni		Japon	
Moyenne %	-0,161		-0,000		-0,002		-0,001		-0,001	
Ecart-type %	0,060		0,048		0,060		0,071		0,049	
Skewness	0,07	—	0,50	***	-0,14	—	-0,64	—	0,05	—
Kurtosis	2,45	***	4,60	***	2,46	***	5,55	***	5,61	***
Jarque-Bera	523,7	***	1927,0	***	533,1	***	2821,0	***	2737,6	***
LBQ(20)	32,30	**	41,01	***	17,41	—	30,27	*	24,34	—
LBQ2(20)	62,00	***	446,27	***	279,15	***	121,84	***	79,87	***

Tableau 1c : Statistiques sur le taux de croissance des volumes

	New York		Francfort		Paris		Londres		Tokyo	
Moyenne %	0,031		0,097		-0,006		0,033		-0,044	
Ecart-type %	20,714		27,829		29,836		23,080		0,317	
Skewness	-0,28	***	0,14	***	-0,08	—	-0,13	**	-0,21	***
Kurtosis	4,73	***	4,52	***	3,05	***	1,68	***	1,59	***
Jarque-Bera	1972,8	***	1783,4	***	809,1	***	251,3	***	235,2	***
LBQ(20)	466,95	***	265,71	***	287,47	***	729,58	***	657,72	***
LBQ2(20)	197,64	***	270,32	***	276,02	***	61,77	***	112,99	***

Note : *, ** et *** indiquent que la statistique est significative au seuil de 10%, 5% et 1% respectivement. Jarque-Bera suit, sous l'hypothèse nulle de normalité, un $\chi^2(2)$. LBQ est la statistique de Ljung-Box (calculée avec 20 retards) sur les résidus, LBQ2 est la statistique de Ljung-Box sur les carrés des résidus ; ces deux statistiques suivent, sous l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation de la série considérée, un $\chi^2(20)$.

Tableau 2 : Tests de stationnarité

	Test DF		Test ADF	
	φ	Student	φ	Student
Indice boursier				
Dow Jones	-0,011	-3,14	-0,010	-2,69
DAX	-0,007	-2,88	-0,007	-2,74
CAC 40	-0,008	-3,08	-0,010	-3,68
FT-100	-0,010	-3,10	-0,012	-3,61
Nikkei	-0,006	-2,91	-0,006	-2,72
Taux d'intérêt				
Etats-Unis	-0,004	-1,99	-0,005	-2,40
Allemagne	-0,002	-1,46	-0,003	-1,73
France	-0,003	-1,76	-0,003	-1,99
Royaume-Uni	-0,003	-1,68	-0,003	-1,81
Japon	-0,002	-1,41	-0,003	-1,85
Volume de transactions				
New York	-0,541	-28,52	-0,236	-6,64
Francfort	-0,271	-17,85	-0,096	-4,62
Paris	-0,277	-17,85	-0,065	-3,32
Londres	-0,397	-23,22	-0,156	-5,76
Tokyo	-0,242	-16,84	-0,128	-6,59

Note : La variation de chacune des variables est régressée sur le niveau décalé d'une période, une constante, une tendance linéaire, une tendance quadratique (les deux tendances sont significatives), des variables indicatrices représentant le jour de la semaine et la présence d'un jour férié le lendemain ou la veille et, pour le test de Dickey et Fuller augmenté, les 20 plus récentes variations. La relation estimée est de la forme :

$$\Delta X_t = \alpha + \beta t + \gamma t^2 + \varphi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{20} \theta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^4 f_i J_i + f_5 H_{t-1} + f_6 H_{t+1}$$

Tableau 3a : Estimation du modèle 1 - équation de rendement
(Sans décomposition des effets volume)

	D.J.	Dax	CAC 40	FT-100	Nikkei
Rdt non anticipé - E-U	—	0,356	0,266	0,278	0,369
(somme des 5 retards)		(4,87)	(3,29)	(4,36)	(3,69)
Taux à 10 ans - E-U	—	-0,003	0,013	-0,010	-0,022
(somme des 5 retards)		(0,35)	(1,40)	(1,62)	(1,97)
Volatilité anticipée - E-U	—	0,304	0,459	0,171	0,183
(somme des 5 retards)		(2,32)	(2,31)	(1,11)	(0,74)
Rdt non anticipé - All.	—	—	-0,062	0,062	—
(somme des 5 retards)			(0,87)	(1,14)	
Taux à 10 ans - All.	—	—	0,027	-0,006	—
(somme des 5 retards)			(1,90)	(0,78)	
Volatilité anticipée - All.	—	—	-0,069	-0,006	—
(somme des 5 retards)			(0,43)	(0,05)	
Rdt non anticipé - domest.	-0,049	0,077	0,010	-0,118	-0,079
(somme des 5 retards)	(0,74)	(1,10)	(0,16)	(2,05)	(0,90)
Taux à 10 ans - domest.	-0,057	-0,070	-0,102	-0,051	-0,024
(somme des 5 ret. + prés.)	(7,98)	(6,30)	(7,72)	(8,38)	(1,42)
Volatilité anticipée - domest.	0,231	-0,002	-0,025	0,414	-0,010
(somme des 5 ret. + prés.)	(1,18)	(0,01)	(0,10)	(1,28)	(0,10)
Volume de transactions	0,656	0,570	-0,030	0,372	1,322
(présent)	(2,78)	(2,81)	(0,35)	(2,38)	(6,66)
R ² corrigé	0,231	0,423	0,344	0,317	0,196
Ecart-type des résidus (%)	0,706	0,861	0,911	0,671	1,246
DW	1,999	2,001	1,997	1,998	1,996

Note : Les estimations de la constante et des paramètres associés aux variables indicatrices ne sont pas reproduites. Les statistiques de Student (entre parenthèses) ont été corrigées pour hétéroscédasticité et calculées à partir de la procédure de Newey et West (1987). L'équation estimée (correspondant à la troisième étape de l'estimation séquentielle présentée dans la section 2.1) est de la forme :

$$\Delta I_t = A(L)\hat{\varepsilon}_{t-1}^{(1)} + B(L)\Delta R_t + C(L)\hat{\sigma}_t^{(2)} + D_1\hat{v}_t + FD_t + m + \varepsilon_t^{(2)}$$

Tableau 3b : Estimation du modèle 1 - équation de volatilité
(Sans décomposition des effets volume)

	D.J.	Dax	CAC 40	FT-100	Nikkei
Volatilité anticipée - E-U (somme des 5 retards)	—	0,059 (0,40)	-0,140 (0,96)	-0,057 (0,51)	-0,298 (1,55)
Rdt non anticipé - E-U (somme des 5 retards)	—	-0,138 (2,54)	-0,093 (1,59)	-0,061 (1,39)	-0,230 (3,15)
Volatilité anticipée - All. (somme des 5 retards)	—	—	0,331 (3,48)	0,098 (1,39)	—
Rdt non anticipé - All. (somme des 5 retards)	—	—	-0,083 (1,69)	-0,080 (2,44)	—
Volatilité anticipée - domest. (somme des 5 retards)	0,291 (6,44)	0,401 (8,66)	0,251 (5,10)	0,197 (3,80)	0,604 (13,85)
Rdt non anticipé - domest. (somme des 5 retards)	-0,182 (4,14)	-0,113 (2,25)	-0,058 (1,15)	-0,040 (0,93)	-0,236 (4,21)
Volume de transactions (présent)	0,856 (8,06)	0,815 (10,49)	0,129 (2,07)	0,297 (4,18)	0,802 (7,21)
R ² corrigé	0,081	0,128	0,050	0,027	0,210
Ecart-type des résidus (%)	0,570	0,670	0,691	0,502	0,965
DW	2,013	2,000	1,997	1,993	2,005

Note : Les estimations de la constante et des paramètres associés aux variables indicatrices ne sont pas reproduites. Les statistiques de Student (entre parenthèses) ont été corrigées pour hétéroscédasticité et calculées à partir de la procédure de Newey et West (1987). L'équation estimée (correspondant à la quatrième étape de l'estimation séquentielle présentée dans la section 2.1) est de la forme :

$$\hat{\sigma}_t^{(3)} = \alpha(L)\hat{\sigma}_{t-1}^{(3)} + \beta(L)\hat{\varepsilon}_{t-1}^{(2)} + \gamma\hat{v}_t + \varphi D_t + \sigma_0 + \eta_t^{(2)}$$

Tableau 4a : Estimation du modèle 1 - équation de rendement
(Avec décomposition des effets volume)

	D.J.	Dax	CAC 40	FT-100	Nikkei
Rdt non anticipé - E-U	—	0,353	0,264	0,280	0,359
(somme des 5 retards)		(4,74)	(3,28)	(4,54)	(3,62)
Taux à 10 ans - E-U	—	-0,004	0,013	-0,011	-0,020
(somme des 5 retards)		(0,45)	(1,39)	(1,77)	(1,81)
Volatilité anticipée - E-U	—	0,389	0,468	0,090	0,112
(somme des 5 retards)		(1,99)	(2,33)	(0,57)	(0,44)
Rdt non anticipé - All.	—	—	-0,062	0,072	—
(somme des 5 retards)			(0,87)	(1,34)	
Taux à 10 ans - All.	—	—	0,027	-0,006	—
(somme des 5 retards)			(1,88)	(0,75)	
Volatilité anticipée - All.	—	—	-0,085	0,011	—
(somme des 5 retards)			(0,57)	(0,11)	
Rdt non anticipé - domest.	-0,034	0,084	0,010	-0,130	-0,062
(somme des 5 retards)	(0,52)	(1,17)	(0,16)	(2,24)	(0,74)
Taux à 10 ans - domest.	-0,057	-0,071	-0,102	-0,051	-0,030
(somme des 5 ret. + prés.)	(8,03)	(6,42)	(7,67)	(8,29)	(1,77)
Volatilité anticipée - domest.	0,231	-0,045	-0,027	0,460	-0,015
(somme des 5 ret. + prés.)	(1,14)	(0,25)	(0,11)	(1,36)	(0,14)
Volume anticipé	0,043	0,056	0,040	0,279	0,221
(présent)	(0,21)	(0,59)	(0,58)	(2,21)	(2,24)
Volume non anticipé	0,582	0,575	-0,032	0,265	1,313
(présent)	(2,11)	(2,50)	(0,37)	(1,59)	(6,45)
R ² corrigé	0,230	0,421	0,344	0,319	0,201
Ecart-type des résidus (%)	0,707	0,862	0,911	0,670	1,242
DW	1,998	2,002	1,998	1,998	1,996

Note : Les estimations de la constante et des paramètres associés aux variables indicatrices ne sont pas reproduites. Les statistiques de Student (entre parenthèses) ont été corrigées pour hétéroscédasticité et calculées à partir de la procédure de Newey et West (1987). L'équation estimée (correspondant à la troisième étape de l'estimation séquentielle présentée dans la section 2.1) est de la forme :

$$\Delta I_t = A(L)\hat{\varepsilon}_{t-1}^{(1)} + B(L)\Delta R_t + C(L)\hat{\sigma}_t^{(2)} + D_1\hat{v}_t^a + D_2\hat{v}_t^{na} + FD_t + m + \varepsilon_t^{(2)}$$

Tableau 4b : Estimation du modèle 1 - équation de volatilité
(Avec décomposition des effets volume)

	D.J.	Dax	CAC 40	FT-100	Nikkei
Volatilité anticipée - E-U (somme des 5 retards)	—	0,149 (1,03)	-0,111 (0,75)	-0,014 (0,13)	-0,277 (1,42)
Rdt non anticipé - E-U (somme des 5 retards)	—	-0,137 (2,56)	-0,091 (1,55)	-0,047 (1,08)	-0,219 (3,05)
Volatilité anticipée - All. (somme des 5 retards)	—	—	0,295 (3,21)	0,075 (1,13)	—
Rdt non anticipé - All. (somme des 5 retards)	—	—	-0,088 (1,78)	-0,073 (2,26)	—
Volatilité anticipée - domest. (somme des 5 retards)	0,280 (6,22)	0,349 (7,37)	0,251 (5,11)	0,181 (3,52)	0,594 (13,73)
Rdt non anticipé - domest. (somme des 5 retards)	-0,178 (4,04)	-0,112 (2,27)	-0,057 (1,12)	-0,020 (0,46)	-0,208 (3,78)
Volume anticipé (présent)	-0,047 (0,32)	0,081 (1,35)	-0,007 (0,13)	-0,123 (1,53)	-0,222 (3,36)
Volume non anticipé (présent)	0,894 (8,21)	0,880 (11,12)	0,131 (2,10)	0,305 (4,31)	0,810 (7,24)
R ² corrigé	0,084	0,139	0,050	0,027	0,213
Ecart-type des résidus (%)	0,569	0,717	0,691	0,499	0,961
DW	2,022	2,001	1,997	1,997	2,015

Note : Les estimations de la constante et des paramètres associés aux variables indicatrices ne sont pas reproduites. Les statistiques de Student (entre parenthèses) ont été corrigées pour hétéroscédasticité et calculées à partir de la procédure de Newey et West (1987). L'équation estimée (correspondant à la quatrième étape de l'estimation séquentielle présentée dans la section 2.1) est de la forme :

$$\hat{\sigma}_t^{(3)} = \alpha(L)\hat{\sigma}_{t-1}^{(3)} + \beta(L)\hat{\varepsilon}_{t-1}^{(2)} + \gamma_1\hat{v}_t^a + \gamma_2\hat{v}_t^{na} + \varphi D_t + \sigma_0 + \eta_t^{(2)}$$

Tableau 5 : Impact sur la volatilité d'un choc de rendement
(à partir des estimations du tableau 3)

	D.J.	Dax	CAC 40	FT-100	Nikkei
Choc positif	0,18	0,39	0,27	0,21	0,52
Choc négatif	0,55	0,62	0,37	0,29	0,99

Note : Il s'agit de l'effet global sur la volatilité d'un choc de 1% sur l'ensemble des rendements retardés domestiques, selon équation (4)

$$\frac{\partial \hat{\sigma}_{it}}{\partial \hat{\varepsilon}_{jt-l}} = \begin{cases} \beta_{ijl} + \alpha_{ijl} \sqrt{\pi/2} & \text{si } \hat{\varepsilon}_{jt-l} > 0 \\ \beta_{ijl} - \alpha_{ijl} \sqrt{\pi/2} & \text{si } \hat{\varepsilon}_{jt-l} < 0 \end{cases}$$

ANNEXES

Tableau A1a : France et Royaume-Uni avec variables allemandes instantanées
 Estimation du modèle 1 - équation de rendement
 (sans décomposition des effets volume)

	Dax	CAC 40	FT-100
Rdt non anticipé - E-U	0,356	0,315	0,263
(somme des 5 retards)	(4,87)	(4,57)	(4,66)
Taux à 10 ans - E-U	-0,003	0,011	-0,009
(somme des 5 retards)	(0,35)	(1,36)	(1,63)
Volatilité anticipée - E-U	0,430	0,454	0,119
(somme des 5 retards)	(2,32)	(2,55)	(0,86)
Rdt non anticipé - All.	—	0,484	0,347
(somme des 5 retards + prés.)		(6,94)	(5,76)
Taux à 10 ans - All.	—	0,002	-0,013
(somme des 5 retards + prés.)		(0,16)	(1,64)
Volatilité anticipée - All.	—	-0,078	-0,070
(somme des 5 retards + prés.)		(0,45)	(0,66)
Rdt non anticipé - domest.	0,077	-0,057	-0,113
(somme des 5 retards)	(1,10)	(1,01)	(2,06)
Taux à 10 ans - domest.	-0,070	-0,076	-0,046
(somme des 5 ret. + prés.)	(6,30)	(6,18)	(7,80)
Volatilité anticipée - domest.	-0,002	0,359	0,513
(somme des 5 ret. + prés.)	(0,01)	(1,19)	(1,61)
Volume de transactions	0,570	-0,027	0,334
(présent)	(2,81)	(0,35)	(2,40)
<hr/>			
R ² corrigé	0,423	0,474	0,391
Ecart-type des résidus	0,861	0,816	0,634
DW	2,001	2,002	1,997

Note : Les estimations de la constante et des paramètres associés aux variables indicatrices ne sont pas reproduites. Les statistiques de Student (entre parenthèses) ont été corrigées pour hétéroscédasticité et calculées à partir de la procédure de Newey et West (1987). L'équation estimée (correspondant à la troisième étape de l'estimation séquentielle présentée dans la section 2.1) est de la forme :

$$\Delta I_t = A(L)\hat{\varepsilon}_{t-1}^{(1)} + B(L)\Delta R_t + C(L)\hat{\sigma}_t^{(2)} + D_1\hat{v}_t + FD_t + m + \varepsilon_t^{(2)}$$

Tableau A1b : France et Royaume-Uni avec variables allemandes instantanées
 Estimation du modèle 1 - équation de volatilité
 (sans décomposition des effets volume)

	Dax	CAC 40	FT-100
Volatilité anticipée - E-U (somme des 5 retards)	0,059 (0,40)	-0,088 (0,69)	-0,056 (0,56)
Rdt non anticipé - E-U (somme des 5 retards)	-0,138 (2,54)	-0,002 (0,04)	-0,031 (0,74)
Volatilité anticipée - All. (somme des 5 retards + prés.)	—	0,342 (3,72)	0,143 (2,03)
Rdt non anticipé - All. (somme des 5 retards + prés.)	—	-0,122 (2,81)	-0,102 (2,92)
Volatilité anticipée - domest. (somme des 5 retards)	0,401 (8,66)	0,207 (4,24)	0,200 (4,15)
Rdt non anticipé - domest. (somme des 5 retards)	-0,113 (2,25)	-0,012 (0,26)	-0,011 (0,28)
Volume de transactions (présent)	0,815 (10,49)	0,069 (1,25)	0,238 (3,46)
R ² corrigé	0,128	0,038	0,032
Ecart-type des résidus (%)	0,670	0,617	0,474
DW	2,000	1,992	1,997

Note : Les estimations de la constante et des paramètres associés aux variables indicatrices ne sont pas reproduites. Les statistiques de Student (entre parenthèses) ont été corrigées pour hétéroscédasticité et calculées à partir de la procédure de Newey et West (1987). L'équation estimée (correspondant à la quatrième étape de l'estimation séquentielle présentée dans la section 2.1) est de la forme :

$$\hat{\sigma}_t^{(3)} = \alpha(L)\hat{\sigma}_{t-1}^{(3)} + \beta(L)\hat{\varepsilon}_{t-1}^{(2)} + \gamma_1\hat{v}_t + \varphi D_t + \sigma_0 + \eta_t^{(2)}$$

Tableau A2a : France et Royaume-Uni avec variables allemandes instantanées
 Estimation du modèle 1 - équation de rendement
 (avec décomposition des effets volume)

	Dax	CAC 40	FT-100
Rdt non anticipé - E-U	0,353	0,312	0,264
(somme des 5 retards)	(4,74)	(4,54)	(4,72)
Taux à 10 ans - E-U	-0,004	0,011	-0,010
(somme des 5 retards)	(0,45)	(1,36)	(1,82)
Volatilité anticipée - E-U	0,389	0,441	0,036
(somme des 5 retards)	(1,99)	(2,42)	(0,24)
Rdt non anticipé - All.	—	0,492	0,340
(somme des 5 retards + prés.)		(7,01)	(5,93)
Taux à 10 ans - All.	—	0,002	-0,013
(somme des 5 retards + prés.)		(0,17)	(1,63)
Volatilité anticipée - All.	—	-0,090	0,103
(somme des 5 retards + prés.)		(0,56)	(1,01)
Rdt non anticipé - domest.	0,084	-0,058	-0,114
(somme des 5 retards)	(1,17)	(1,03)	(2,06)
Taux à 10 ans - domest.	-0,071	-0,076	-0,046
(somme des 5 ret. + prés.)	(6,42)	(6,16)	(7,72)
Volatilité anticipée - domest.	-0,045	0,400	0,455
(somme des 5 ret. + prés.)	(0,25)	(1,35)	(1,43)
Volume anticipé	0,056	-0,052	0,182
(présent)	(0,59)	(0,82)	(1,56)
Volume non anticipé	0,575	-0,017	0,290
(présent)	(2,50)	(0,23)	(2,05)
R ² corrigé	0,421	0,474	0,392
Ecart-type des résidus (%)	0,862	0,816	0,633
DW	2,002	2,003	1,997

Note : Les estimations de la constante et des paramètres associés aux variables indicatrices ne sont pas reproduites. Les statistiques de Student (entre parenthèses) ont été corrigées pour hétéroscédasticité et calculées à partir de la procédure de Newey et West (1987). L'équation estimée (correspondant à la troisième étape de l'estimation séquentielle présentée dans la section 2.1) est de la forme :

$$\Delta I_t = A(L)\hat{\varepsilon}_{t-1}^{(1)} + B(L)\Delta R_t + C(L)\hat{\sigma}_t^{(2)} + D_1\hat{v}_t^a + D_2\hat{v}_t^{na} + FD_t + m + \varepsilon_t^{(2)}$$

Tableau A2b : France et Royaume-Uni avec variables allemandes instantanées
 Estimation du modèle 1 - équation de volatilité
 (avec décomposition des effets volume)

	Dax	CAC 40	FT-100
Volatilité anticipée - E-U (somme des 5 retards)	0,149 (1,03)	-0,098 (0,74)	-0,014 (0,14)
Rdt non anticipé - E-U (somme des 5 retards)	-0,137 (2,56)	-0,001 (0,02)	-0,028 (0,66)
Volatilité anticipée - All. (somme des 5 retards + prés.)	—	0,309 (3,47)	0,135 (1,98)
Rdt non anticipé - All. (somme des 5 retards + prés.)	—	-0,127 (2,89)	-0,095 (2,74)
Volatilité anticipée - domest. (somme des 5 retards + prés.)	0,349 (7,37)	0,210 (4,31)	0,199 (4,13)
Rdt non anticipé - domest. (somme des 5 retards)	-0,112 (2,27)	-0,010 (0,22)	0,000 (0,01)
Volume anticipé (présent)	0,081 (1,35)	0,040 (0,87)	-0,025 (0,32)
Volume non anticipé (présent)	0,880 (11,12)	0,067 (1,22)	0,233 (3,43)
R ² corrigé	0,139	0,038	0,032
Ecart-type des résidus (%)	0,717	0,617	0,473
DW	2,001	1,993	1,999

Note : Les estimations de la constante et des paramètres associés aux variables indicatrices ne sont pas reproduites. Les statistiques de Student (entre parenthèses) ont été corrigées pour hétéroscédasticité et calculées à partir de la procédure de Newey et West (1987). L'équation estimée (correspondant à la quatrième étape de l'estimation séquentielle présentée dans la section 2.1) est de la forme :

$$\hat{\sigma}_t^{(3)} = \alpha(L)\hat{\sigma}_{t-1}^{(3)} + \beta(L)\hat{\varepsilon}_{t-1}^{(2)} + \gamma_1\hat{v}_t^a + \gamma_2\hat{v}_t^{na} + \varphi D_t + \sigma_0 + \eta_t^{(2)}$$

Notes d'Études et de Recherche

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

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

38. Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasme - INSEE - OFCE, « Structures et propriétés de cinq modèles macroéconomiques français », juin 1996.
39. F. Rosenwald, « L'influence des montants émis sur le taux des certificats de dépôts », octobre 1996.
40. L. Baumel, « Les crédits mis en place par les banques AFB de 1978 à 1992 : une évaluation des montants et des durées initiales », novembre 1996.
41. G. Cette et E. Kremp, « Le passage à une assiette valeur ajoutée pour les cotisations sociales : Une caractérisation des entreprises non financières “gagnantes” et “perdantes” », novembre 1996.
42. S. Avouyi-Dovi, E. Jondeau et C. Lai Tong, « Effets “volume”, volatilité et transmissions internationales sur les marchés boursiers dans le G5 », avril 1997.

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

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

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