



Munich Personal RePEc Archive

**Volatility and cross correlation across
asset markets: Evidence from the French
and US markets over the 1997-2000
period**

Laborde, David and Rey, Serge

CATT, University of Pau et Pays de l'Adour

June 2001

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/30284/>
MPRA Paper No. 30284, posted 14 Apr 2011 13:20 UTC

Transmission internationale de la volatilité des prix d'actifs financiers : les relations entre les marchés français et américains de 1997 à 2000[§]

David LABORDE
Serge REY

CATT, Université de Pau et des Pays de l'Adour

Juin 2001

Résumé

Nous nous intéressons aux relations de causalité entre les taux de rendement et les volatilités des actifs financiers des marchés boursiers américains et français. L'étude porte sur la période 01/01/97-31/12/00. Les périodicités journalières et hebdomadaires sont retenues. Les premiers résultats montrent que les cours boursiers américains « causent » au sens de Granger les cours français, tandis que les variations des prix des actions françaises et américaines influencent significativement le taux de change de l'euro contre dollar. De plus, il est clairement établi que les volatilités des marchés boursiers sont liées (causalité avec feedback) et qu'elles se répercutent sur la volatilité du change. On notera enfin que si l'influence des taux de rendement se fait surtout sentir pour les séries journalières, les effets de la volatilité subsistent, voire se renforcent avec les données hebdomadaires. Dans ce dernier cas, il apparaît que la volatilité de l'euro « cause » le taux de rendement des actions.

Abstract

This paper analyzes the causal relationships between returns and volatilities of assets prices in U.S. and French markets. The period for the study has been taken from January 1997 to December 2000, using daily and weekly data. Initial results show that U.S. stock prices "Granger-cause" French stock prices, while changes in French and American stock prices influence significantly the euro/dollar exchange rate. Moreover, it appears that the volatilities of stock markets are linked (with causal feedback), and that they affect the exchange rate volatility. Finally, with weekly data we highlight that the euro/dollar volatility "Granger-cause" the rate of return on stocks.

Mots clés : Marchés boursiers, volatilité, modèle ARCH, causalité, méthode SUR

JEL Classification : C12, C13, C14, F31, F32.

[§] Texte présenté aux XVIII^{èmes} Journées Internationales d' Economie Monétaire et Bancaire, Pau 21-22 juin 2001.

1 Introduction

Le développement des marchés d'actions dans les années quatre-vingts et quatre-vingt-dix s'est accompagné d'un accroissement des transactions impliquant les agents non-résidents. Ce mouvement, initié par les investisseurs et plus particulièrement les gestionnaires de fonds, résulte d'une volonté de diversification des portefeuilles afin de réduire les risques. Ainsi, à la fin des années 1980, on estimait que 10% des portefeuilles des principaux pays industrialisés étaient composés d'actifs étrangers (Das, 1993).

Parallèlement à cette forte croissance des transactions financières internationales, on a pu observer une plus grande instabilité des marchés caractérisée par une augmentation de la volatilité, tant des prix des actions que des taux de change. Il est aujourd'hui largement admis que le développement de nouveaux instruments financiers (marchés de produits dérivés par exemple), la suppression des contrôles de capitaux ou encore la réduction des coûts de transaction ont facilité les positions spéculatives (Crockett, 1997).

D'un côté, certains auteurs ont mis l'accent sur les effets négatifs d'une plus grande volatilité des taux de change, qui peut se traduire par une réduction du commerce international², mais aussi des investissements productifs pénalisant ainsi la croissance.

De l'autre, l'étude des causes de l'instabilité des marchés financiers et de ses conséquences, constitue un des principaux pôles d'intérêt pour les économistes. Au niveau théorique, les premières modélisations ont tenté d'expliquer les phénomènes de bulle spéculative sur les marchés d'actions, en mettant l'accent, soit sur le rôle de facteurs externes (par exemple Flood et Garber, 1980, Blanchard et Watson, 1982, Tirole, 1985, Camerer, 1989), soit sur l'influence des déterminants fondamentaux des prix des actifs (bulle intrinsèque de Froot et Obstfeld, 1991). Mais le propre des bulles spéculatives étant de se terminer par une forte chute des cours, on s'est aussi intéressé aux conséquences de tels événements. Dans le cas d'une chute de la valeur des actions, l'activité réelle peut être perturbée par plusieurs canaux de transmission :

- Une baisse de la valeur des actions réduira la richesse privée et donc la dépense des agents. Toutefois, cet effet peut être limité si la part des ménages qui détiennent des portefeuilles de titres est faible, ce qui était le cas lors du krach boursier de 1987 (Kneeshaw, 1995).
- Une baisse de la valeur de marché des entreprises aura un impact négatif sur l'investissement (ratio q de Tobin). Ce mouvement peut être accentué lorsque la volatilité i.e. l'incertitude, s'accroît.
- La baisse de la valeur des actions peut entraîner « *une réduction de la valeur nette des institutions financières et de leurs clients, ce qui pourra exacerber les problèmes d'asymétrie d'informations et réduire le niveau d'intermédiation* » (Crockett 1997, Mishkin 1994).

Mais si les deux dernières décennies ont été marquées par une forte expansion des flux de capitaux et une volatilité accrue des prix des actifs, elles ont aussi été

² Même si ces effets restent relativement controversés, les études les plus récentes qui privilégient des mesures de volatilités conditionnelles (modèle ARCH) tendent à accréditer la thèse d'un lien négatif entre volatilité et volume d'échanges. Voir par exemple DARRAT et HAKIM (2000) pour un rappel de ces résultats.

caractérisées par un renforcement de l'interdépendance entre les marchés. Ceci s'est traduit à la fois par une corrélation plus grande des taux de rendement et des volatilités des actifs. Cette évolution doit être prise en compte lors de l'élaboration des stratégies de gestion de portefeuilles. Grubel (1968) a montré l'intérêt dans la diversification d'un portefeuille d'actions sur les marchés internationaux, dès lors que les rendements des actifs sont faiblement corrélés. Aussi, supposer que le degré de corrélation entre les prix d'actifs est resté inchangé, alors que les marchés sont de plus en plus intégrés, peut conduire à une allocation sous-optimale des portefeuilles (King et alii, 1994). Il n'est donc pas surprenant que, durant les années 1990, de plus en plus de travaux empiriques aient été consacrés à l'étude des relations entre les marchés financiers, d'autant que la rapide propagation du krach d'octobre 1987, et plus récemment de la crise asiatique, ont marqué les esprits. Trois types de relations ont été estimés par les méthodes économétriques standard.

En premier lieu, on s'est intéressé aux relations entre les marchés d'actions. Par exemple, Huang et alii (2000) montrent que le cours des actions américaines (taux de rendement ; données journalières sur la période 01/10/1992 à 30/06/1997) « cause » au sens de Granger le cours des actions des marchés de Taiwan et Hong Kong. En deuxième lieu, partant du principe que les réallocations de portefeuille entre titres domestiques et titres étrangers ont comme contrepartie des opérations de change, des estimations de la relation taux de change - cours des actions ont été réalisées. Ainsi, Granger et alii (2000) mettent en évidence des relations de causalité bi-directionnelles entre les variations des taux de change et les variations des prix des actions pour 9 pays asiatiques (données journalières; période du 03/01/1986 au 14/11/1997). En troisième lieu, certaines études ont tenté de montrer qu'il existe une relation entre le degré de corrélation des rendements des actions des différents marchés et la volatilité de ces rendements. Pour la période janvier 1980 – janvier 1990 (données hebdomadaires), Ramchaud et Susmel (1998) arrivent à la conclusion que « *les corrélations entre le marché américain et les autres principaux marchés internationaux sont en moyenne 2 à 3.5 fois plus importantes quand le marché américain est fortement volatile, comparé à un régime de faible volatilité* »³.

Toutefois, quand on fait le bilan de ces différents travaux empiriques, on remarque que très peu d'études s'intéressent simultanément aux relations entre les taux de rendement des actions et des taux de change, ainsi qu'aux liens de causalité entre les volatilités. De plus, la période récente caractérisée par l'apparition d'un phénomène de bulle spéculative sur les valeurs technologiques, suivie durant l'année 2000 d'un véritable krach sur ces mêmes valeurs (e-krach) reste à étudier. Aussi, nous nous proposons dans ce travail d'estimer les relations entre les prix des actions des marchés français et américains (taux de rendement et volatilité) ainsi qu'entre les cours des actions des deux marchés et le taux de change du dollar contre euro. Nous étudierons la période 01/01/1997-31/12/2000, et nous retiendrons à la fois des données journalières et des données hebdomadaires. L'utilisation de données à haute fréquence permet en effet de mieux appréhender ces relations qui sont le reflet de mouvements de capitaux courts. Pour chacun des pays, on retient des indices boursiers, un indice large et un indice représentatif des valeurs technologiques. Pour les Etats-Unis, nous avons retenu l'indice du New York Stock Exchange (NYSE) et l'indice de la National Association of Securities Dealers Automated Quotation (NASDAQ). Pour la France, nous utilisons l'indice SBF 250. Dans la section suivante, nous ferons un bref rappel sur les relations

³ On pourra se reporter aux trois études qui viennent d'être citées pour des revues plus complètes de la littérature.

théoriques que l'on est en droit d'attendre entre d'une part les cours des actions des différents marchés, et d'autre part les cours des actions et les taux de change. Dans la partie 3, nous mesurerons la volatilité des différents actifs. Dans la partie 4, les relations de causalité entre les taux de rendement et les volatilités seront étudiées. Le signe de ces relations sera précisé dans la partie 5, à l'aide d'estimations de modèles dynamiques multivariés (méthode SUR). La sixième partie conclura ce travail.

2 Les relations attendues entre les volatilités des prix d'actifs

La littérature s'est plus particulièrement intéressée aux relations entre, d'un côté les prix des actions et de l'autre, le prix des actions et le taux de change. Toutefois, si les travaux empiriques sont assez nombreux, les références théoriques restent beaucoup plus limitées. On rappelle ici quelques-unes des relations qu'on est en droit d'attendre entre les prix des actifs, ou plus exactement entre leurs taux de rendement (moment d'ordre 1) et leurs volatilités (moment d'ordre 2).

2.1 Les relations entre les volatilités des prix des actions

King et Wadhani (1990) ont construit un modèle pour tenter d'expliquer le phénomène de contagion entre les marchés d'actions survenu lors du krach d'octobre 1987. Ils considèrent que le modèle standard ICAPM (International Capital Asset Pricing Model) n'est pas pertinent dans la mesure où il ne peut rendre compte de fortes variations des cours (baisse du NYSE de 23% en une journée). De plus, il est aujourd'hui bien établi que les corrélations entre les marchés ne sont pas stables dans le temps.

Ces deux auteurs vont modéliser la covariance entre les taux de rendement des actions de deux marchés (pays). L'hypothèse clé est que l'information n'est pas pleinement observable dans les deux marchés. En d'autres termes, ils réfutent l'idée d'un équilibre pleinement révélé (fully revealing equilibrium). On suppose que sur un marché j ($j = 1,2$) un investisseur doit faire face à deux types d'informations ; les premières dites systématiques (notées u), et les secondes nommées idiosyncratiques (notées v). Les informations de type u affectent les deux marchés, tandis que celles de type v sont spécifiques à chacun des marchés. Or précisément, ces informations de type u qui proviennent d'un marché ne sont pas pleinement observables sur l'autre marché. Ainsi, les prix de marché donneront les relations suivantes :

$$\begin{aligned}\Delta P_{1,t} &= u_{1,t} + a_{1,2} \cdot E_1(u_{2,t}) + v_{1,t} \\ \Delta P_{2,t} &= u_{2,t} + a_{2,1} \cdot E_2(u_{1,t}) + v_{2,t}\end{aligned}\tag{1}$$

où ΔP_1 et ΔP_2 sont les taux de rendement des actions (P étant le logarithme du prix de l'action) et où E_1 et E_2 représentent les espérances conditionnelles aux informations disponibles sur les marchés 1 et 2. La seule information en provenance d'un autre marché dont va disposer un investisseur, c'est le prix qui se fixe sur cet autre marché. Dans ces conditions, King et Wadhani montrent que les variances et les covariances (volatilités) sont de la forme :

$$\text{Var}(\Delta P_1) = \sigma_{w,1}^2 + \beta_{1,2}^2 \cdot \sigma_{w,2}^2$$

$$\text{Var}(\Delta P_2) = \sigma_{w,2}^2 + \beta_{2,1}^2 \cdot \sigma_{w,1}^2 \quad (2)$$

$$\text{Cov}(\Delta P_1, \Delta P_2) = \beta_{2,1} \cdot \sigma_{w,1}^2 + \beta_{1,2} \cdot \sigma_{w,2}^2$$

avec $\sigma_{w,j}^2$ la variance de $w_j = u_j + v_j$ (u et v sont supposés indépendants) et $\beta_{1,2} = a_{1,2} \cdot \lambda_2$ (où λ_j est une combinaison des variances de u_j et v_j)⁴.

Le mécanisme de contagion va donc dépendre du paramètre β . Il est aisé de vérifier qu'un choc systématique sur un marché affecte les prix des deux marchés. Mais le plus intéressant est que maintenant un choc idiosyncratique sur un marché va se répercuter sur le prix de l'autre marché (via λ_j).⁵ « *It is because of this effect, and the resulting higher correlation coefficient between the markets, that we call the imperfectly revealing equilibrium the contagion model* » (King et Wadhani, p.12).

De plus, le fait que les variances de u et de v se modifient dans le temps explique que la corrélation entre les taux de rendement n'est pas stable.

2.2 La relation volatilité des taux de change - volatilité des prix d'actions

D'un point de vue théorique, les premiers modèles (Shapiro 1974, Dumas 1978) ont eu pour objet principal d'étudier l'impact de la volatilité du change sur le rendement des actions. Ces modèles prédisent qu'une plus grande volatilité des taux de change aura un effet négatif sur les *cash-flows* des entreprises multinationales, sur leur profitabilité, et donc sur leur valeur de marché (cours des actions).

Par la suite, les travaux empiriques qui se sont intéressés aux comportements des firmes n'ont pas donné de résultats satisfaisants. Comme le rappellent Bartov et alii (1996), les causes peuvent être multiples et relèvent d'une mauvaise connaissance d'éléments de caractère microéconomique, comme les politiques de prix des entreprises, l'exposition de leurs portefeuilles (degré de couverture), qui font que les modèles estimés ne sont pas toujours bien adaptés.

Aussi, une autre voie de recherche peut-elle se porter sur la relation entre les moments d'ordre 2, c'est-à-dire entre les volatilités des taux de change et des cours des titres.

Baum et alii (2000) proposent un modèle théorique dont l'objectif est d'analyser les effets de la volatilité des taux de change sur les profits des entreprises. La relation volatilité du change - volatilité des cours de titres peut alors aisément s'en déduire puisqu'on sait qu'une plus (moins) forte variabilité des profits se traduira par une plus (moins) forte variabilité de la valeur des firmes.

Ils supposent que le taux de change est la somme de deux composantes : une composante permanente, reflet des variables fondamentales qui déterminent la valeur d'équilibre de long terme du change (masses monétaires, comptes courants...), et une

⁴ $\lambda_j = \frac{\sigma_{u,j}^2}{\sigma_{u,j}^2 + \sigma_{v,j}^2}$. Pour le détail des démonstrations, voir King et Wadhani (1990 p.10).

⁵ On montre que dans un modèle d'équilibre pleinement révélé, cet effet devient nul.

composante transitoire qui prend en compte les changements opérés par les investisseurs dans leurs portefeuilles, les interventions non anticipées des banques centrales, les phénomènes de bulles rationnelles... La composante permanente se comporte comme une marche aléatoire, tandis que la composante transitoire est stationnaire en niveau. Ainsi une plus ou moins grande volatilité du taux de change peut être la conséquence d'une plus ou moins grande volatilité de la composante permanente et/ou de la composante transitoire.

Leur modèle permet d'analyser les effets de la volatilité du change sur le taux de croissance des profits et sur la volatilité des profits.

1. Si Baum et *alii* montrent que la volatilité du change a bien un effet sur le taux de croissance des profits, ils sont incapables d'en préciser le sens. Ils attribuent cette incertitude au fait que leur modèle ne permet pas de préciser si une plus grande volatilité s'accompagne d'une hausse ou d'une baisse du change. On s'attend en effet à ce qu'une dépréciation (appréciation) se traduise par une hausse (baisse) des profits.
2. L'impact de la volatilité du taux de change nominal sur la volatilité des profits dépendra de l'origine des variations :
 - Lorsque la variation du taux de change nominal provient de changements dans les fondamentaux (facteurs permanents), le manager de la firme révisera ses décisions d'investissement et ajustera son stock de capital. Par conséquent, la volatilité des profits sera accrue. Dans la mesure où une plus grande volatilité des profits se traduira par une plus grande volatilité de la valeur de marché de la firme, une relation positive entre volatilité du taux de change et volatilité du cours des actions apparaîtra.
 - En revanche, lorsque la variabilité du change aura pour origine des changements dans la composante transitoire, ceci sera synonyme d'une plus grande incertitude pour les managers qui adopteront un comportement conservateur, les conduisant à ne pas modifier leurs décisions d'investissements. Il en résultera une baisse de la volatilité des profits. Ainsi, on pourra obtenir une relation négative entre la volatilité du change et la volatilité des cours des actions.

3 Mesure de la volatilité des prix d'actifs

Nous nous intéressons d'une part au comportement du taux de change de l'Euro contre dollar et d'autre part aux différents indices boursiers qui rendent compte, soit de l'évolution de l'ensemble du marché des actions, soit de l'évolution des cours de certains secteurs d'activité. Ainsi pour les marchés américains, nous avons les indices du NYSE et du NASDAQ et pour la France, l'indice SBF250.

3.1 Propriétés statistiques des prix des actifs

L'échantillon couvre la période du 01 janvier 1997 au 31 décembre 2000. Nous analysons à la fois les données quotidiennes et les données hebdomadaires. Chaque prix d'actif (ou indice de marché) est exprimé en variation logarithmique, soit

$$\Delta P_{t,i} = \text{Log}PA_{t,i} - \text{Log}PA_{t-1,i} \quad (3)$$

où PA_i est le prix de l'actif i , et ΔP_i le taux de variation des prix d'actifs i , i.e. le rendement.

Les statistiques descriptives reportées dans le tableau 1 permettent de faire un double constat :

- Concernant la volatilité des prix (écart-type), nous pouvons noter que celle-ci est toujours plus élevée pour les indices boursiers que pour le taux de change. De plus, on remarque sans surprise que les indices qui prennent en compte les valeurs technologiques de la « nouvelle économie » sont plus volatiles que les indices plus larges qui intègrent les valeurs de « l'ancienne économie ».
- Les coefficients de skewness et de kurtosis révèlent le non-normalité des taux de rendement. Ceci est confirmé par le test de normalité de Jarque-Bera. Nous notons de plus que ce sont les indices qui intègrent les valeurs de la « nouvelle économie » qui présentent la plus forte déformation de la distribution.

Tableau 1 : Statistiques de base des taux de rendement des indices boursiers et du taux de change Euro/Dollar – 01/01/1997-31/ 12/2000

	Moyenne	Ecart-type	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera
Données journalières : 975 observations					
Euro/Dollar	-0.0003	0.0066	0.6564	2.2251	94.11**
NYSE	0.0005	0.0109	-0.4530	3.9903	73.11**
NASDAQ	0.0007	0.0169	-0.5523	3.4652	58.30**
SBF250	0.0009	0.0129	-0.2579	1.4406	109.48**
Données hebdomadaires : 209 observations					
Euro/Dollar	-0.0014	0.0115	0.3538	0.2485	69.95**
NYSE	0.0025	0.0189	-0.5702	1.4824	31.23**
NASDAQ	0.0032	0.0339	-0.9473	1.7028	45.69**
SBF250	0.0043	0.0234	-0.3525	0.5131	57.90**

** significatif au seuil 5% -la statistique de Jarque-Bera est distribuée suivant une loi de khi-carré à 2 degrés de liberté

Le graphique 1 (p.7) donne l'évolution des taux de rendement des différents actifs sur l'ensemble de la période.

3.2 La volatilité des prix des actifs

De manière générale, l'instabilité des prix des actifs peut s'appréhender à l'aide d'indicateurs de volatilité. Cette volatilité est le plus souvent mesurée grâce à des calculs de variance (ou écart-type) des variations relatives des prix. Toutefois, depuis les critiques de Jansen (1989), il convient de distinguer des mesures de variance non conditionnelle et de variance conditionnelle.

Une mesure commune d'un écart type non conditionnel peut être obtenue à partir d'un écart type mobile des variations relatives du prix des actifs. Toutefois, cette approche se heurte à certaines critiques, concernant d'une part le choix (plutôt arbitraire) de l'ordre du processus, mais aussi l'impossibilité de prendre en compte les changements de cette volatilité dans le temps.

Pour ces raisons, certains auteurs préfèrent une mesure de variance conditionnelle à un ensemble d'informations. Suite aux travaux pionniers de Engle, il est devenu courant dans la littérature de retenir comme indicateur de volatilité la variance d'un processus ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*), processus qui se caractérise par une volatilité qui varie avec le temps (*time varying volatility*). Face à des taux de croissance des prix d'actifs stationnaires en différence, ce qui est le cas ici⁶, ils peuvent être modélisés comme suit :

$$\Delta P_t = \alpha + \varepsilon_t \quad (4)$$

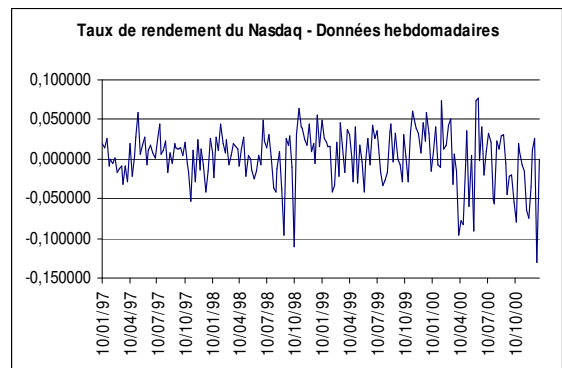
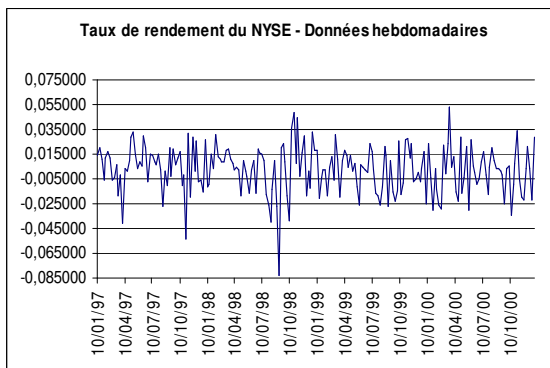
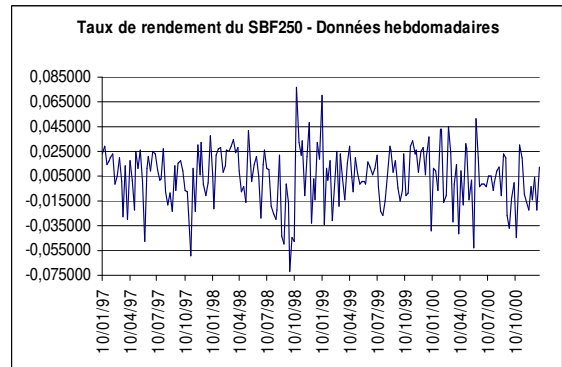
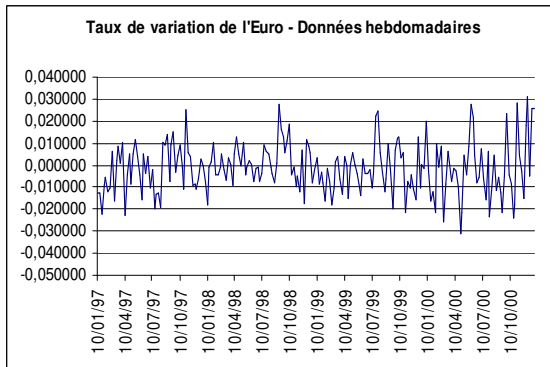
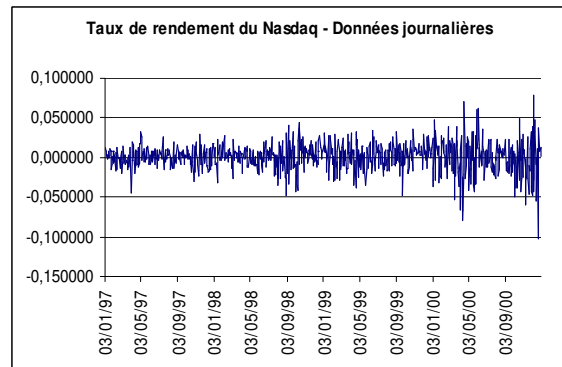
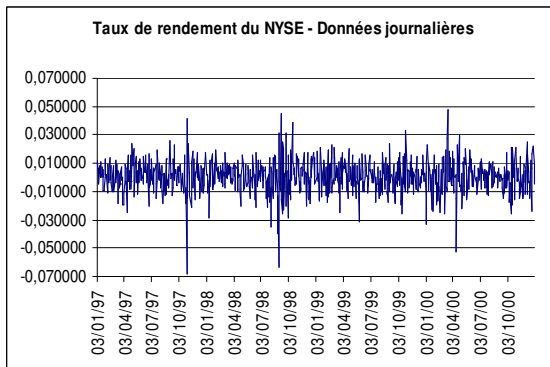
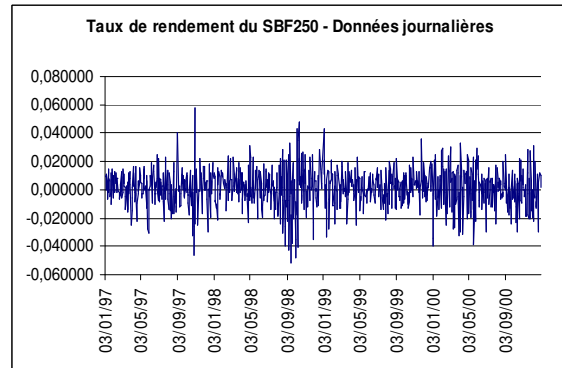
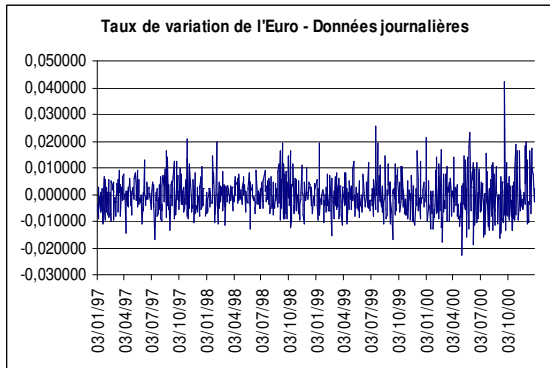
où α représente un terme constant et ε le terme d'erreur. Une mesure de la volatilité des prix d'actifs sera donnée par la grandeur h^2 qui est la variance conditionnelle de ε à un ensemble d'informations passées (noté par exemple Ψ_{t-1} ; avec $\varepsilon_t / \Psi_{t-1} \sim N(0, h^2)$). Dans une modélisation ARCH simple, cette variance est supposée dépendre des résidus au carré de l'équation 3, ou encore des innovations passées. Dans une modélisation GARCH, h^2 dépendra aussi de son propre passé. En retenant un modèle GARCH(1,1), elle s'écrit comme :

$$h_t^2 = \delta + \beta \cdot \varepsilon_{t-1}^2 + \gamma \cdot h_{t-1}^2 \quad (5)$$

avec $\delta > 0$, $\beta \geq 0$ et $\gamma \geq 0$.

⁶ Ceci est montré à l'aide des tests de racine unitaire avec « break » endogène développés par Perron (1997). Cf. le tableau A1 de l'annexe.

Graphique 1 : Taux de variations journaliers et hebdomadaires



Nous estimons successivement un modèle ARCH(1) et un modèle GARCH(1,1). Il y a un effet ARCH si les résidus au carré ($\hat{\varepsilon}^2$) sont autocorrélés. L'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation (ou absence d'effet ARCH) peut être testée à l'aide d'une statistique de Ljung-Box $Q(\hat{\varepsilon}^2)$ qui se distribue comme un khi-carré. Les résultats de ces estimations sont donnés dans le tableau 2.

Tableau 2: Tests d'effet ARCH -Estimations d'un modèle ARCH(1) et d'un modèle GARCH(1,1)- Statistiques de Ljung-Box (4 retards*)

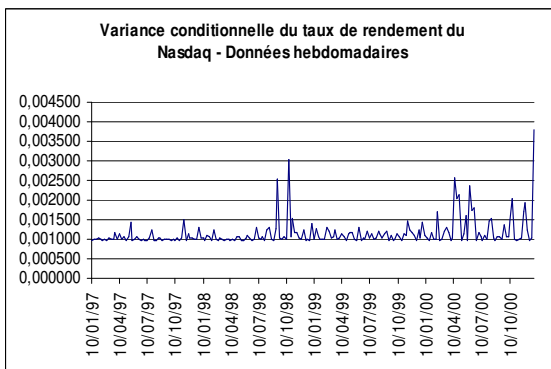
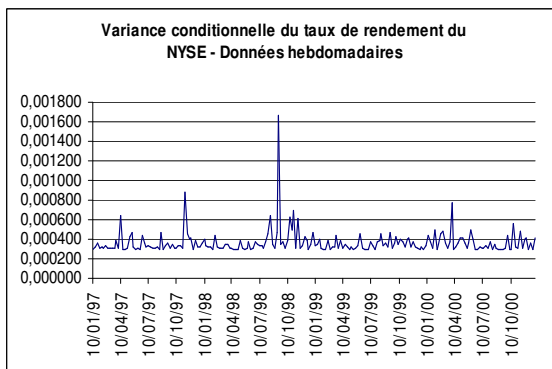
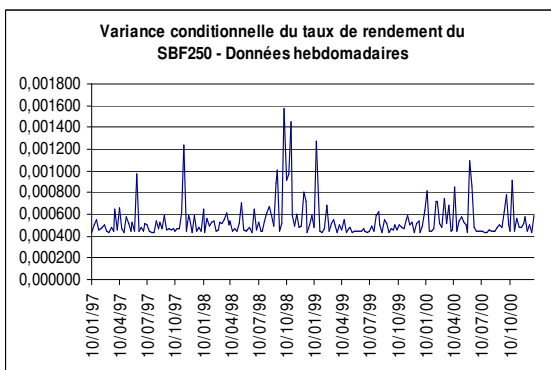
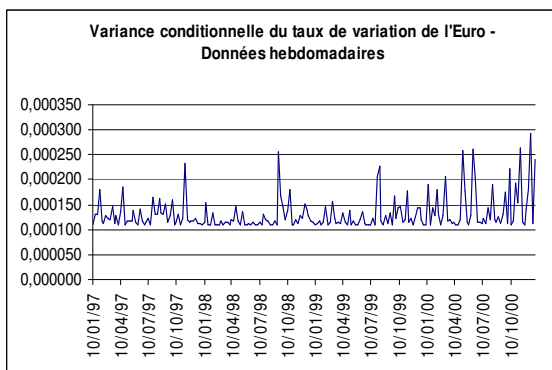
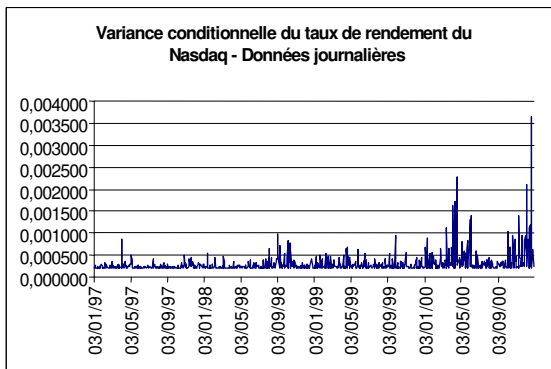
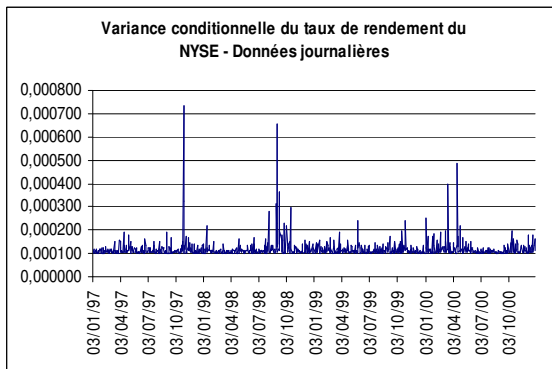
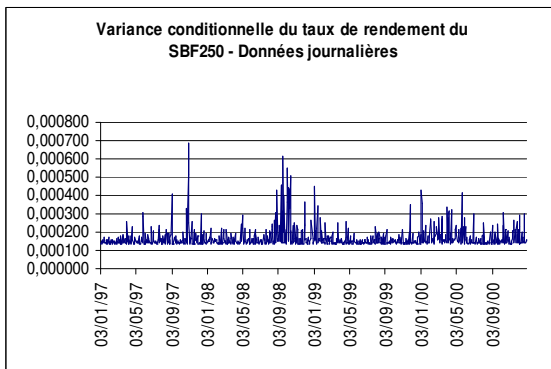
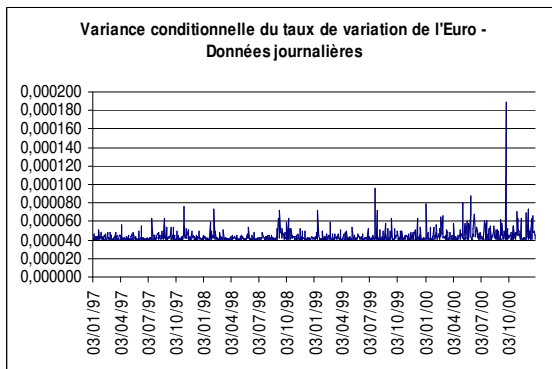
	Modèle ARCH(1)		Modèle GARCH(1,1)	
	Données journalières	Données hebdomadaires	Données journalières	Données hebdomadaires
Taux de change E/\$	13.88 (0.007)	0.298 (0.989)	10.61 (0.031)	3.327 (0.505)
<i>Indice NYSE</i>	13.78 (0.008)	2.945 (0.560)	6.271 (0.180)	2.73 (0.604)
<i>Indice NASDAQ</i>	49.47 (0.000)	2.06 (0.724)	2.021 (0.730)	3.14 (0.530)
<i>Indice SBF250</i>	40.87 (0.000)	5.569 (0.233)	1.847 (0.760)	0.929 (0.920)

*La prise en compte d'ordres plus élevés (8,12 ...) ne change pas les conclusions.

Les valeurs entre parenthèses en dessous des statistiques de LB représentent les seuils de significativité.

L'effet ARCH est clairement mis en évidence dans tous les cas pour les données journalières, mais uniquement avec la modélisation ARCH. Pour les séries hebdomadaires, nous ne trouvons pas d'effet ARCH. Aussi, pour la suite de ce travail, on retiendra les variances conditionnelles du seul modèle ARCH. L'évolution des variances conditionnelles des différents actifs est donnée dans le graphique 2.

Graphique 2 : Volatilités conditionnelles des taux de variations journaliers et hebdomadaires



4 Les relations de causalité entre les prix des actifs

Cette influence peut être mesurée à partir d'une analyse de causalité, telle qu'elle a été proposée par Granger (1969), dans le cadre de processus bivariés. Ainsi, on dira que la variable X, représentative de la volatilité des taux de change, "cause" au sens de Granger la variable Y, représentative de la volatilité des cours des actions, si la prise en compte de l'information passée sur X permet d'améliorer la prédiction de Y. D'un point de vue pratique, cette hypothèse peut être testée en introduisant des restrictions dans un modèle V.A.R. (Vector Autoregression) à deux variables. Ainsi, tester l'hypothèse nulle que la volatilité du taux de change ne "cause" pas Y reviendra à tester la restriction que tous les coefficients des valeurs passées de X sont nuls. On peut pour cela utiliser un F-test, sur la base d'une estimation par les moindres carrés, à la condition qu'on traite des variables stationnaires. Des tests de racine unitaire réalisés à partir du modèle de Perron (1997) montrent que les variables volatilité sont stationnaires.⁷

4.1 Causalité entre les taux de rendement

Le tableau 3 donne les seuils de significativité correspondant aux F-tests. Sachant que l'hypothèse de non causalité pourra être rejetée pour des seuils inférieurs à 10%, nous pouvons en résumer les résultats comme suit:

Tableau 3: Tests de causalité entre les taux de rendement des actifs

Hyp. Nulle : X \neq => Y (a)	Seuils de significativité	
	Données journalières	Données hebdomadaires
Euro \neq => Nasdaq	0.1270	0.4118
Nasdaq \neq => Euro	0.7284	0.9596
Euro \neq => Nyse	0.1789	0.1997
Nyse \neq => Euro	0.0000	0.6142
Euro \neq => SBF250	0.0711	0.6698
SBF 250 \neq => Euro	0.0135	0.2385
Nasdaq \neq => SBF250	0.1578	0.1627
SBF250 \neq => Nasdaq	0.6494	0.1108
Nyse \neq => SBF250	0.0000	0.1276
SBF250 \neq => Nyse	0.6369	0.5539
Nyse \neq => Nasdaq	0.0000	0.4801
Nasdaq \neq => Nyse	0.0841	0.1461

(a) X « ne cause pas » Y. Un seuil de significativité faible signifie que l'hypothèse nulle peut être rejetée Le nombre de retards sélectionnés à partir du critère d'Akaike est de 1 pour tous les tests.

1. les seules relations de causalité qui apparaissent nettement concernent les taux de rendement journaliers.
2. les taux de rendement des deux grands marchés (NYSE et SBF250) « causent » le taux de change de l'euro.
3. le taux de rendement des actions américaines (NYSE) « cause » le taux de rendement des actions françaises.

⁷ Cf. le détail de ces tests dans l'annexe.

4. Il y a une causalité bi-directionnelle entre les variations des prix des actions des deux marchés américains.

Au total, ces estimations confirment l'influence causale des marchés d'actions sur le taux de change, et la position de leader des marchés américains. Il s'agit toutefois d'effets de très court terme qui s'estompent lorsque nous passons à des données hebdomadaires.

4.2 Causalité entre les volatilités

Nous allons, à présent, étudier les relations existant entre les volatilités des prix des actifs. Les résultats des tests sont donnés dans le tableau 4.

Tableau 4 : Tests de causalité entre les volatilités des différents actifs

Hyp. Nulle : X \Rightarrow Y (a)	Seuils de significativité	
	Données journalières	Données hebdomadaires
Euro \Rightarrow Nasdaq	0.2156	0.5418
Nasdaq \Rightarrow Euro	0.0628 (r=1)	0.0110 (r=1)
Euro \Rightarrow Nyse	0.7114	0.3774
Nyse \Rightarrow Euro	0.0052 (r=1)	0.1646 (r=1)
Euro \Rightarrow SBF250	0.1925	0.3275
SBF 250 \Rightarrow Euro	0.0051 (r=1)	0.0298 (r=1)
SBF250 \Rightarrow Nasdaq	0.3238	0.2493
Nasdaq \Rightarrow SBF250	0.1651 (r=3)	0.2792 (r=1)
Nyse \Rightarrow SBF250	0.0000	0.00011
SBF250 \Rightarrow Nyse	0.0000 (r=2)	0.0001 (r=3)
Nyse \Rightarrow Nasdaq	0.0012	0.1512
Nasdaq \Rightarrow Nyse	0.0006 (r=3)	0.2631 (r=1)

(a) X « ne cause pas » Y. Un seuil de significativité faible signifie que l'hypothèse nulle peut être rejetée. Les valeurs entre parenthèses en dessous des seuils donnent le nombre de retards r sélectionnés à partir du critère d'Akaike.

1. A la différence des relations entre taux de rendement, nous mettons en évidence des relations de causalité pour les séries journalières et les séries hebdomadaires.
2. La volatilité des cours boursiers « cause » la volatilité des taux de change. Mais l'inverse n'est pas vrai. Ce résultat vaut pour les deux types de données.
3. Les volatilités du NYSE et du SBF250 s'influencent mutuellement, mais on remarquera que la volatilité du NASDAQ n'affecte pas la volatilité du marché français.

4. Enfin, en données journalières, les volatilités des deux marchés américains rétroagissent l'une sur l'autre.

4.3 Causalités croisées entre taux de rendement et volatilités

Intéressons-nous maintenant aux relations de causalité entre les taux de rendement et les volatilités.

Le tableau 5 nous permet de faire plusieurs remarques :

1- A la fois pour les données journalières et hebdomadaires, nous vérifions que les taux de rendement « causent » les volatilités.

2- Pour les données journalières, nous observons une influence de la volatilité du marché américain (NYSE) sur le taux de rendement des actions françaises. Cet effet disparaît avec les séries hebdomadaires.

3- En données hebdomadaires, nous trouvons que la volatilité de l'euro « cause » le rendement des actions des marchés français et américain.

Tableau 5 : Tests de causalité entre les volatilités et les rendements des différents actifs

Hyp. Nulle : X \neq => Y (a)	Seuils de significativité	
	Données journalières	Données hebdomadaires
VEuro \neq => Nasdaq	0.8744	0.0007
Nasdaq \neq => VEuro	0.0001	0.0431
VEuro \neq => NYSE	0.9081	0.1797
NYSE \neq => VEuro	0.1213	0.0928
VEuro \neq => SBF250	0.6345	0.0018
SBF250 \neq => VEuro	0.00005	0.2290
VNasdaq \neq => Euro	0.5320	0.6338
Euro \neq => VNasdaq	0.0045	0.0011
VNasdaq \neq => SBF250	0.1717	0.6764
SBF250 \neq => VNasdaq	0.0000	0.0000
VNYSE \neq => Euro	0.3868	0.3547
Euro \neq => VNYSE	0.0153	0.00005
VNYSE \neq => SBF250	0.0033	0.9627
SBF250 \neq => VNYSE	0.0001	0.0001
VSBF250 \neq => Euro	0.1486	0.1584
Euro \neq => VSBF250	0.0057	0.0174
VDBF250 \neq => Nasdaq	0.4862	0.3920
Nasdaq \neq => VSBF250	0.0022	0.0090
VSBF250 \neq => NYSE	0.3455	0.7446
NYSE \neq => VSBF250	0.0011	0.0063

(a) X « ne cause pas » Y. Un seuil de significativité faible signifie que l'hypothèse nulle peut être rejetée. Le nombre de retards sélectionné est égal à 1 sauf pour les tests incluant VNasdaq pour lesquels il est égal à 3 (Sélection par le critère d'Akaike).

Ainsi, ces différents tests de causalité permettent de préciser plusieurs relations importantes. En premier lieu, les cours boursiers ont une influence causale sur les taux de change, que l'on s'intéresse aux taux de rendement ou aux volatilités. En deuxième lieu, si les variations des prix des actions françaises suivent celles des prix des actions américaines, les relations entre les volatilités sont dans les deux directions. Enfin, les effets de changements dans les volatilités ont une influence plus durable que des changements dans les niveaux de prix.

Toutefois ces tests ne donnent pas d'indications sur le signe des relations. Pour préciser ce dernier point, nous devons estimer des modèles dynamiques multivariés.

5 Estimation de modèles dynamiques multivariés

5.1 Méthodologie retenue et résultats

Nous avons estimé par la méthode SUR (Seemingly Unrelated Regression) les systèmes VAR suivants :

$$\begin{aligned}
 X_{1,t} &= \sum_{i=1}^r \alpha_{1i} \cdot X_{1,t-i} + \sum_{i=1}^r \alpha_{2i} \cdot X_{2,t-i} + \sum_{i=1}^r \alpha_{3i} \cdot X_{3,t-i} + \beta_1 + \varepsilon_{1,t} \\
 X_{2,t} &= \sum_{i=1}^r \alpha_{1i} \cdot X_{1,t-i} + \sum_{i=1}^r \alpha_{2i} \cdot X_{2,t-i} + \sum_{i=1}^r \alpha_{3i} \cdot X_{3,t-i} + \beta_2 + \varepsilon_{2,t} \\
 X_{3,t} &= \sum_{i=1}^r \alpha_{1i} \cdot X_{1,t-i} + \sum_{i=1}^r \alpha_{2i} \cdot X_{2,t-i} + \sum_{i=1}^r \alpha_{3i} \cdot X_{3,t-i} + \beta_3 + \varepsilon_{3,t}
 \end{aligned} \tag{6}$$

Avec $\varepsilon_{j,t} \rightarrow N(0, \sigma^2) \forall j \in \{1, 2, 3\}$ et les triplets $\{X_1, X_2, X_3\}$ étant composés successivement :

- des rendements journaliers : {EuroJ, SBF250J, NYSEJ}
{EuroJ, SBF250J, NASDAQJ}
- des rendements hebdomadaires : {EuroH, SBF250H, NYSEH}
{EuroH, SBF250H, NASDAQH}
- des variances conditionnelles journalières : {VEuroJ, VSBF250J, VNYSEJ}
{VEuroJ, VSBF250J, VNASDAQJ}
- des variances conditionnelles hebdomadaires : {VEuroH, VSBF250H, VNYSEH}
{VEuroH, VSBF250H, VNASDAQH}

Le nombre de retards r est fixé, initialement, à 3.

Dans leur spécification ci-dessus, les modèles ne prennent pas en compte les relations instantanées entre les variables. Pour pallier cette déficience, nous avons aussi envisagé la variante suivante :

$$\begin{aligned}
 X_{1,t} &= \sum_{i=1}^r \alpha_{1i} \cdot X_{1,t-i} + \sum_{i=0}^r \alpha_{2i} \cdot X_{2,t-i} + \sum_{i=0}^r \alpha_{3i} \cdot X_{3,t-i} + \beta_1 + \varepsilon_{1,t} \\
 X_{2,t} &= \sum_{i=0}^r \alpha_{1i} \cdot X_{1,t-i} + \sum_{i=1}^r \alpha_{2i} \cdot X_{2,t-i} + \sum_{i=0}^r \alpha_{3i} \cdot X_{3,t-i} + \beta_2 + \varepsilon_{2,t} \\
 X_{3,t} &= \sum_{i=0}^r \alpha_{1i} \cdot X_{1,t-i} + \sum_{i=0}^r \alpha_{2i} \cdot X_{2,t-i} + \sum_{i=1}^r \alpha_{3i} \cdot X_{3,t-i} + \beta_3 + \varepsilon_{3,t}
 \end{aligned} \tag{7}$$

Nous obtenons au total 16 modèles différents.

- Après une première estimation, les coefficients non significatifs sont progressivement éliminés de manière itérative. Les modèles ainsi obtenus sont présentés en détail dans l'annexe 2. Le tableau 6 offre une présentation synthétique de ces résultats.

Tableau 6 : Résultats des estimations des modèles dynamiques multivariés															
1. Données journalières - sans relations instantanées				2. Données journalières - sans relations instantanées											
$\hat{\rho}$	EuroJ	SBF250J	NYSEJ	$\hat{\rho}$	EuroJ	SBF250J	NASDAQJ	$\hat{\rho}$	EuroJ	SBF250J	NYSEJ	$\hat{\rho}$	EuroJ	SBF250J	NASDAQJ
EuroJ				EuroJ	-	+	+	EuroJ				EuroJ			
SBF250J	-	-		SBF250J	-			SBF250J	-		+	SBF250J	-		
NYSEJ	-	+	-	NASDAQJ		+	+	NYSEJ	+	+	-	NASDAQJ	-	+	+
3. Données journalières - avec relations instantanées				4. Données journalières - avec relations instantanées											
$\hat{\rho}$	EuroJ	SBF250J	NYSEJ	$\hat{\rho}$	EuroJ	SBF250J	NASDAQJ	$\hat{\rho}$	EuroJ	SBF250J	NYSEJ	$\hat{\rho}$	EuroJ	SBF250J	NASDAQJ
EuroJ				EuroJ		-	-	EuroJ				EuroJ			
SBF250J	-	-	+	SBF250J	-		+	SBF250J	-		+	SBF250J	-		+
NYSEJ	+	+	-	NASDAQJ	-	+		NYSEJ	+	+	-	NASDAQJ	-	+	+
5. Données hebdomadaires - sans relations instantanées				6. Données hebdomadaires - sans relations instantanées											
$\hat{\rho}$	EuroH	SBF250H	NYSEH	$\hat{\rho}$	EuroH	SBF250H	NASDAQH	$\hat{\rho}$	EuroH	SBF250H	NYSEH	$\hat{\rho}$	EuroH	SBF250H	NASDAQH
EuroH	+	-	-	EuroH		-		EuroH				EuroH			
SBF250H		+		SBF250H	-			SBF250H	-		+	SBF250H	-		
NYSEH			+	NASDAQH			+	NYSEH	+	+	-	NASDAQH	-	+	+
7. Données hebdomadaires - avec relations instantanées				8. Données hebdomadaires - avec relations instantanées											
$\hat{\rho}$	EuroH	SBF250H	NYSEH	$\hat{\rho}$	EuroH	SBF250H	NASDAQH	$\hat{\rho}$	EuroH	SBF250H	NYSEH	$\hat{\rho}$	EuroH	SBF250H	NASDAQH
EuroH		-		EuroH		-		EuroH				EuroH			
SBF250H	-	+	+	SBF250H	-	+	+	SBF250H	-	+	+	SBF250H	-	+	+
NYSEH	+	+	+	NASDAQH		+	+	NYSEH	+	+	+	NASDAQH	-	+	+
Données journalières - sans relations instantanées				Données journalières - sans relations instantanées											
$\hat{\rho}$	VEuroJ	VSBF250J	VNYSEJ	$\hat{\rho}$	VeuroJ	VSBF250J	VNASDAQJ	$\hat{\rho}$	VEuroJ	VSBF250J	VNYSEJ	$\hat{\rho}$	VeuroJ	VSBF250J	VNASDAQJ
VEuroJ				VEuroJ				VEuroJ				VEuroJ			
VSBF250J	+	+	+	VSBF250J	+	+	+	VSBF250J	+	+	+	VSBF250J	+	+	+
VNYSEJ	+	+	+	VNASDAQJ	+	+	+	VNYSEJ	+	+	+	VNASDAQJ	+	+	+
9. Données journalières - avec relations instantanées				10. Données journalières - avec relations instantanées											
$\hat{\rho}$	VEuroJ	VSBF250J	VNYSEJ	$\hat{\rho}$	VeuroJ	VSBF250J	VNASDAQJ	$\hat{\rho}$	VEuroJ	VSBF250J	VNYSEJ	$\hat{\rho}$	VeuroJ	VSBF250J	VNASDAQJ
VEuroJ		+	+	VEuroJ		+	+	VEuroJ		+	+	VEuroJ		+	+
VSBF250J	+	+	+	VSBF250J	+	+	+	VSBF250J	+	+	+	VSBF250J	+	+	+
VNYSEJ	+	+	+	VNASDAQJ	+	+	+	VNYSEJ	+	+	+	VNASDAQJ	+	+	+
11. Données hebdomadaires - sans relations instantanées				12. Données hebdomadaires - sans relations instantanées											
$\hat{\rho}$	VEuroH	VSBF250H	VNYSEH	$\hat{\rho}$	VeuroH	VSBF250H	VNASDAQH	$\hat{\rho}$	VEuroH	VSBF250H	VNYSEH	$\hat{\rho}$	VeuroH	VSBF250H	VNASDAQH
VEuroH				VEuroH			+	VEuroH				VEuroH			+
VSBF250H	+	+	+	VSBF250H	+	+	+	VSBF250H	+	+	+	VSBF250H	+	+	+
VNYSEH		+		VNASDAQH	+		+	VNYSEH	+	+	+	VNASDAQH	+	+	+
13. Données hebdomadaires - avec relations instantanées				14. Données hebdomadaires - avec relations instantanées											
$\hat{\rho}$	VEuroH	VSBF250H	VNYSEH	$\hat{\rho}$	VEuroH	VSBF250H	VNASDAQH	$\hat{\rho}$	VEuroH	VSBF250H	VNYSEH	$\hat{\rho}$	VEuroH	VSBF250H	VNASDAQH
VEuroH	+		+	VEuroH			+	VEuroH				VEuroH			+
VSBF250H			+	VSBF250H		+	+	VSBF250H		+	+	VSBF250H		+	+
VNYSEH	+	+		VNASDAQH	+	+		VNYSEH	+	+		VNASDAQH	+	+	

Précisions deux éléments :

- les colonnes des sous-tableaux correspondent aux différentes équations du modèle étudié.
- Les signes correspondent aux effets cumulés de la variable X (en ligne) sur la variable Y (en colonne). Dans certains cas, les signes pondérant les différentes occurrences de la variable retardée divergent.

5.2 Commentaires

Premièrement, intéressons-nous aux modèles relatifs aux interactions entre taux de rendement. Nous pouvons observer les éléments suivants :

1. Le taux de variation de l'Euro apparaît comme une variable explicative des taux de rendement des places financières dans un seul cas : en données hebdomadaires, une dépréciation de l'Euro (baisse du taux de change au certain) entraînerait une hausse du marché français. L'explication ne peut résider ici dans les effets d'investissements américains en actions françaises (dans ce cas, la corrélation serait positive). Nous pouvons envisager deux causes à ce mouvement. Soit la baisse de l'Euro favorise l'activité des firmes françaises et accroît leurs profits anticipés, soit la dépréciation est le fruit d'une baisse des taux d'intérêt européens par rapport aux taux américains⁸. La première explication a le mérite de ne pas faire appel à une variable tierce et permet d'expliquer pourquoi cet effet n'apparaît qu'à l'échelle des observations hebdomadaires : les agents ne réagissent qu'à une évolution suffisamment maintenue dans le temps pour modifier leurs anticipations liées aux marchés réels (impact du taux de change sur les parts de marché et les profits).
2. Si nous nous intéressons à la relation inverse *i.e.* l'impact des taux de rendement des marchés financiers sur le cours de l'Euro, nous pouvons vérifier la présence de plusieurs relations. Premièrement, une variation du marché français se traduit par une variation de signe opposé de l'Euro. Pour le marché américain, la situation est plus ambiguë, le résultat le plus robuste résidant dans la différence d'effets sur l'Euro entre le NYSE et le Nasdaq. Seule la principale place américaine a toujours un impact. Il apparaît qu'une hausse du NYSE entraîne, dans la période courante, une hausse de l'Euro. A l'opposé, dans le modèle en données journalières sans effets instantanés, la relation entre ces deux variables est négative. Ces résultats sont à interpréter avec précaution. Si nous nous concentrons sur le lien négatif entre l'évolution du SBF250 et l'Euro, nous devons rejeter l'idée selon laquelle le marché français devenant plus attractif, attirerait les capitaux étrangers⁹. Trois explications peuvent alors être avancées pour justifier qu'une hausse du SBF250 entraîne une dépréciation de l'Euro. Nous pouvons être confrontés à un phénomène de prise – et de rapatriement – de bénéfices. De façon similaire, la stratégie des agents extra-nationaux peut consister à détenir une part, jugée optimale, de leur richesse en actifs français

⁸ Une baisse des taux d'intérêt s'accompagne traditionnellement d'une hausse du marché des actions. Les justifications de ces effet sont nombreuses : hausse des valeurs actualisées, amélioration des effets de levier, révision des anticipations d'inflation, afflux de liquidités, arbitrage entre le marché des actions et le marché monétaire...

⁹ Une analyse centrée sur l'argument de l'attractivité *i.e.* explicitement en termes de différentiel de rendements et de différentiel de risque, fera l'objet de travaux ultérieurs.

(voire européens). Dans ce cas, la hausse du marché provoque un déséquilibre qui est résolu par la vente partielle des actifs libellés en Euro. Nous pouvons aussi citer comme précédemment le canal du taux d'intérêt.

3. Nous constatons que le marché français et les marchés américains sont corrélés positivement si nous étudions les modélisations intégrant les effets contemporains. Mais si nous nous intéressons uniquement aux formulations incluant un décalage minimum d'une période, le sens de la relation devient unilatéral. L'évolution du NYSE en $t-1$ entraîne une évolution de signe identique du SBF250 en t . Deux éléments peuvent justifier ce résultat. Premièrement, le marché américain, par son poids tant financier¹⁰ que psychologique (effets mimétiques, contagion...), apparaît comme leader et fixe la tendance. Mais, nous sommes aussi confrontés à l'effet du décalage des heures d'ouverture et de clôture : lorsque le marché français clôture, les places américaines sont encore ouvertes (les places ont pu interagir entre elles durant la même journée t), à l'inverse la clôture du marché américain en t ne peut impacter que l'ouverture du marché français en $t+1$. En données hebdomadaires, ce problème disparaît dans sa quasi-intégralité et nous vérifions que l'évolution de la semaine précédente du marché américain ne conditionne plus celle du marché français. La disparition de cette relation illustre le fait qu'à court terme (données journalières) les évolutions des marchés sont quasi-identiques, et que néanmoins, dès le moyen terme, les progressions redeviennent partiellement indépendantes¹¹.

Pour finir l'examen de ces relations, nous pouvons remarquer quelques éléments secondaires :

4. Dans le Tableau 6, les signes présents dans les diagonales montrent l'effet des évolutions passées d'une variable sur l'évolution courante de cette dernière. Ainsi, pour les taux de rendement, la hausse de la veille va se traduire par une tendance à la baisse (prise de bénéfices) alors que la hausse d'une semaine a tendance à perdurer (tendance de moyen terme). Quant à l'Euro, le signe positif et la valeur infra-unitaire des coefficients indiquent un phénomène auto-régressif ; cependant, dans la majeure partie des cas, l'évolution de l'Euro en t ne dicte pas celle de $t+1$.
5. Les constantes de ces équations de taux de rendement sont rarement différentes de zéro.
6. Le dernier point intéressant est la valeur des coefficients de corrélation corrigés R^2 (cf. Annexe 2) qui, malgré la pauvreté des éléments utilisés (en particulier l'absence des taux d'intérêt) avoisine parfois les 30 %, ceci illustrant l'importance de l'interdépendance des places. Les modèles les plus perspicaces étant ceux basés sur le triplet {EuroJ, SBF250J, NYSEJ}.

Les différences entre les relations apparues dans les tests de causalité et celles mises en évidence ici sont peu nombreuses, sauf dans le cas des modèles avec relations contemporaines. En effet, de par sa nature, le test de causalité au sens de Granger i.e. l'antériorité, ne pouvait les faire apparaître. De plus, « ces relations instantanées » sont au sens premier des relations de corrélation et non de causalité. Quant à l'apparition ou

¹⁰ Le canal envisagé ici est celui de l'effet richesse : la hausse (resp. la baisse) du marché américain entraîne un accroissement (resp. une baisse) de la richesse des agents. La demande de titres étrangers peut alors évoluer dans le même sens.

¹¹ L'étude des coefficients estimés montre rapidement que même si les marchés ont des évolutions similaires, l'intensité de ces dernières diffère fortement.

à la disparition de certaines causalités, elle peut s'expliquer par la présence de trois variables dans nos modèles multivariés alors que nous n'avions procédé qu'à des tests de causalité bilatéraux.

Observons maintenant les interactions existant entre les différentes variances conditionnelles.

1. En l'absence de prise en compte de relations instantanées, la variance de l'Euro n'affecte pas la variance des places financières. A contrario, en présence d'effets croisés contemporains, la volatilité du change est corrélée positivement avec celle des indices boursiers. Les différents marchés, boursiers et changes, subissent un accroissement de leur volatilité simultanément¹².
2. Un accroissement de la variance des indices boursiers s'accompagne d'une hausse de la variance du marché des changes.
3. Les volatilités des marchés boursiers sont corrélées positivement entre elles. Le point précédent nous indique que cette corrélation n'est pas le simple fruit de comportements et d'anticipations similaires mais qu'elle naît de la présence de mouvements internationaux de capitaux qui les répercutent.
4. Les coefficients de corrélation R^2 avoisinent 10%. L'interdépendance internationale permet d'expliquer un part non négligeable des volatilités¹³. Nous vérifions encore que les modèles les plus perspicaces sont ceux fondés sur le triplet {VEuroJ, VSBF250J, VNYSEJ}. Le NYSE et le SBF250 étant des indices « généralistes » (nombreuses composantes, secteurs diversifiés), il est logique que nous leur trouvions des comportements semblables.

6 Conclusion

Dans ce papier, notre approche a consisté à établir les liens entre les taux de rendement des actifs et l'évolution du change et entre leurs volatilités. L'utilisation de données à fréquence différente (journalière et hebdomadaire) nous a permis d'avoir une vision enrichie de la problématique posée. La non-normalité des séries et la présence d'effets ARCH nous a incité à extraire les variances conditionnelles afin de pouvoir réaliser sur ces dernières des tests de causalité à la Granger. Nos principaux résultats ont été de vérifier l'existence de corrélations positives entre marchés boursiers tant au niveau de leur rendement que de leur volatilité. Pour les relations entre le taux de change de l'Euro et l'évolution des places financières, nous avons montré que dans la majorité des cas, aussi bien en termes de rendement que de volatilité, le sens de la relation allait des marchés boursiers vers celui des changes. Si dans les cas des variances, la relation est positive conformément à nos attentes, au niveau des taux de rendement, une hausse du marché français se traduit par une dépréciation du change, résultat qui peut sembler étrange de prime abord. Nous avons aussi vérifié l'existence de relations causales croisées entre les volatilités et les rendements : en particulier du taux de variation de l'Euro sur les volatilités des marchés et des taux de rendement sur le cours de l'Euro.

¹² La simultanéité et l'instantanéité sont entendues ici à l'échelle de la journée, intervalle de temps pourtant long lorsqu'il s'agit de transmissions au sein de la sphère financière.

¹³ La prise en compte de la volatilité du change ou de la volatilité du marché étranger améliore très nettement la qualité des régressions par rapport aux simples processus auto-régressifs.

La présence d'une corrélation entre les places financières tant dans leurs rendements que dans leurs volatilités modifie les structures des portefeuilles optimaux et atténue l'importance d'une diversification internationale de son patrimoine financier. Il serait alors intéressant d'examiner l'aspect inter-sectoriel de stratégies de diversification. Utiliser des indices sectoriels, reflétant tant le clivage apparent « nouvelle - ancienne économie » que des degrés d'ouverture internationale et de sensibilité aux changes différents, – pourrait mettre en évidence une typologie des secteurs relative à leurs corrélations internationales et ainsi, préciser les stratégies optimales en matière choix de portefeuilles.

Par ailleurs, il serait utile d'envisager de travailler en sous-périodes. En effet, entre le 1^{er} janvier 1997 et le 31 décembre 2000, les cours boursiers ont connu un fort mouvement à la hausse puis à la baisse. De même, ont alterné des périodes de régime de haute (Crise asiatique, Crise russe, e-krach...) et de basse volatilité. Il est fort probable que l'intensité, voire l'existence, des corrélations que nous avons déterminées varient en fonction des sous-périodes et de leurs caractéristiques.

Bibliographie

- BARTOV, E., G. M. BODNAR et A. KAUL (1996), "Exchange Rate Variability and the Riskness of U.S. Multinational Firms: Evidence from the Breakdown of the Bretton Woods System", *Journal of Financial Economics*, 42, pp. 105-32.
- BLANCHARD, O. et M. W. WATSON (1982), "Bubbles, Rational Expectations, and Financial Markets", in P. WATCEL, ed., *Crisis in the Economic and Financial Structure*, Lexington Books.
- BAUM, C. F., M. CAGLAYAN et J. T. BARKOULAS (2000), "Exchange Rate Uncertainty and Firm Profitability", Boston College Working Paper, forthcoming in *Journal of Macroeconomics*.
- CAMERER, C. (1989), "Bubbles and Fads in Asset Prices: A Review of Theory and Evidence", *Journal of Economic Surveys*, 3, pp. 3-41.
- CROCKETT, A. (1997), "The Theory and Practice of Financial Stability", *Essays in International Finance*, n°203, April.
- DARBAR, S. M. et J. P. DEB (1999), "Linkages Among Asset Markets in the United States: Tests in a Bivariate GARCH Framework", IMF Working Paper 99/158.
- DARRAT, A. F. et S. R. HAKIM (2000), "Exchange-Rate Volatility and Trade Flows in an Emerging Market: Some Evidence from a GARCH Process", *Savings and Development*, n°3.
- DAS, D. K. (1993), "Contemporary Trends in the International Capital Markets", in D. K. DAS, ed., *International Finance: Contemporary Issues*, Routledge.
- DUMAS, B. (1978), "The Theory of the Trading Firm Revisited", *Journal of Finance*, 33, pp. 1019-29.
- EDWARDS, S. et R. SUSMEL (2000), « Interest Rate Volatility and Contagion in Emerging Markets: Evidence from the 1990s », AEA Meetings in Boston, January.
- EDWARDS, S. et R. SUSMEL (2000), « Volatility Dependence and Contagion in Emerging Equity Markets », *Journal of Development Economics*, forthcoming.
- FLOOD, R. et P. M. GARBER (1980), "Market Fundamentals versus Price-Level Bubbles: The Firsts Tests", *Journal of Political Economy*, 88, pp. 745-70.
- FROOT, K. A. et M. OBSTFELD (1991), "Intrinsic Bubbles: The Case of Stocks Prices", *The American Economic Review*, 81, n°5, pp. 1189-1214.
- GRANGER, C. W. J. (1969), "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, vol. 37, pp. 424-38.

- GRANGER, C. W. J., B-N HUANG et C. W. YANG (2000), "A Bivariate Causality Between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Recent Asia Flu", *Quarterly Review of Economics and Finance*.
- GRUBEL, H. G. (1968), "Internationally Diversified Portfolio: Welfare Gains and Capital Flows", *American Economic Review*, dec., pp. 1299-1314.
- HUANG, B-N, C. W. YANG et J. HU (2000), "Causality and Cointegration of Stock Markets Among the United States, Japan, and the South China Growth Triangle", *International Review of Financial Analysis*, 9, pp. 281-97.
- JANSEN, D. W. (1989) "Does Inflation Uncertainty Affect Output Growth?" *The Federal Reserve Bank of Saint Louis Review*, July-August, pp.43-54
- KING, M., E. et S. WADHWANI (1990), "Transmission of Volatility Between Stock Markets", *The Review of Financial Studies*, 3, n°1, pp. 5-33.
- KING, M., E. SANTANA et S. WADHWANI (1994), "Volatility and Links Between National Stock Markets", *Econometrica*, 62, n°4, pp. 901-33.
- KNEESHAW, J. T. (1995), "Non-Financial Sector Balance Sheets in The Monetary Policy Transmission Mechanism", in *Financial Structure and the Monetary Policy Transmission Mechanism, Basle*, BIS, pp. 1-58.
- MISHKIN, F. S. (1991), "Anatomy of a Financial Crisis", NBER Working Paper n° 3934.
- PERRON, P. (1997), "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables", *Journal of Econometrics*, vol. 80, pp. 355-385.
- RAMCHAND, L. et R. SUSMEL (1998), "Volatility and Cross Correlation Across Major Stock Markets", *Journal of Empirical Finance*, 5, pp. 397-416.
- SHAPIRO, A. (1974), "Exchange Rate Changes, Inflation and the Value of the Multinational Corporation", *Journal of Finance*, 30, pp. 485-502.
- SCHWERT, G. W. et P. J. SEGUIN (1990), "Heteroskedasticity in Stock Returns", *The Journal of Finance*, 14, n°4, pp. 1129-55.
- SUSMEL, R. (2000), "Switching Volatility in International Equity Markets", *International Journal of Economics and Finance*
- TIROLE, J. (1985), "Asset Bubbles and Overlapping Generations", *Econometrica*, 53, pp. 1499-1528.

Annexe 1: Tests de racine unitaire avec break : modèle de Perron 1997

Nous considérons trois modèles. Dans chacun d'eux, l'hypothèse nulle de racine unitaire est testée, soit $\alpha = 1$ en utilisant un t -statistique. Appelons y la variable dont on cherche les propriétés.

Dans le modèle 1, on admet une modification de la constante à la date de rupture (TB) dans une régression de la forme:

$$y_t = \mu + \theta \cdot DU_t + \beta \cdot t + \delta \cdot DTB_t + \alpha \cdot y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \cdot \Delta y_{t-i} + e_t \quad (4.1)$$

où μ est le terme constant, t le terme de tendance et e le terme d'erreur bruit blanc ; et avec

$$DU = 1 \text{ si } t > TB, \text{ et } 0 \text{ autrement; } DTB = 1 \text{ si } t = TB + 1, \text{ et } 0 \text{ autrement}$$

Dans le modèle 2, on admet à la fois une modification de la constante et de la pente de la tendance à la date de rupture.

$$y_t = \mu + \theta \cdot DU_t + \beta \cdot t + \gamma \cdot DT_t + \delta \cdot DTB_t + \alpha \cdot y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \cdot \Delta y_{t-i} + e_t \quad (4.2)$$

avec $DT = 1 \cdot t$ si $t > TB$, et 0 autrement.

Dans le modèle 3, on accepte une modification de la pente mais les deux segments de la fonction de trend sont joints en TB. La procédure se déroule en deux temps. Dans une première étape, y est purgée de sa tendance en utilisant une régression de la forme:

$$y_t = \mu + \beta \cdot t + \gamma \cdot DT_t^* + \tilde{y}_t$$

avec $DT^* = 1 \cdot (t - TB)$ si $t > TB$, and 0 autrement. Dans une seconde étape, on teste l'hypothèse de racine unitaire dans la relation:

$$\tilde{y}_t = \alpha \cdot \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \cdot \Delta \tilde{y}_{t-i} + e_t$$

TB est sélectionnée comme la valeur qui minimise la statistique t pour tester $\alpha = 1$, et on choisit une valeur de k , appelé k^* , tel que le coefficient sur le dernier retard est significativement différent de zéro et que le coefficient du retard dans une régression d'ordre supérieur à k^* est non significatif. La procédure est menée jusqu'à un nombre de retards maximum, que l'on appellera k_{\max} (ici $k_{\max} = 10$; cf. Perron 1997 p.358).

Tableau A1: Tests de racine unitaire sur le taux de variation des prix des actifs –Modèles de Perron 1997

Séries	Données journalières			Données hebdomadaires		
	Date de Rupture	k	t_α	Date de Rupture (a)	k	t_α
<i>Taux de change E/\$</i> (1)	18/12/98	5	-4.87*	S31/12/98	7	-5.44**
(2)	23/08/00	0	-7.33**	S11/12/98	7	-5.40**
(3)	30/06/00	5	-4.37*	S08/09/00	10	-4.18*
<i>Indice NYSE</i> (1)	23/03/99	9	-5.10**	S16/10/00	0	-13.72**
(2)	23/03/99	9	-5.30*	S16/10/00	0	-13.75**
(3)	19/05/98	9	-4.72*	S10/07/98	6	-6.38**
<i>Indice NASDAQ</i> (1)	13/06/00	7	-5.06*	S15/12/00	0	-10.83**
(2)	20/10/99	7	-5.73**	S08/12/00	0	-10.84**
(3)	03/01/00	7	-5.36*	S07/01/00	9	-4.27*
<i>Indice SBF250</i> (1)	04/07/98	0	-7.60**	S31/12/98	0	-12.84**
(2)	04/07/98	0	-7.57**	S15/10/99	0	-12.85**
(3)	14/03/00	6	-4.65*	S04/02/00	0	-12.76**

(1), (2) et (3) respectivement pour les modèles 1, 2 et 3. ** et * indiquent le rejet de l'hypothèse nulle de non-stationnarité aux seuils de 5 % et 10 %. (a) S11/12/98 se lira par exemple, semaine du 11 décembre 1998.

Tableau A2: Tests de racine unitaire sur la volatilité des prix des actifs –Modèles de Perron 1997

Séries	Données journalières						Données hebdomadaires					
	Modèle ARCH			Modèle GARCH			Modèle ARCH			Modèle GARCH		
	Date de Rupture	k	t_α	Date de Rupture	k	t_α	Date de Rupture	k	t_α	Date de Rupture	k	t_α
<i>Taux de change E/\$</i> (1)	21/09/00	3	-17.36**	28/04/00	9	-5.27**	S15/09/00	4	-5.69**	S14/04/00	8	-2.31
(2)	21/09/00	3	-16.87**	28/04/00	9	-5.07**	S11/08/00	4	-5.82**	S09/07/99	8	-3.14
(3)	21/10/99	5	-12.56**	07/12/99	9	-4.77	S15/12/00	4	-5.10**	S03/09/99	8	-3.36
<i>Indice NYSE</i> (1)	04/09/98	4	-11.62**	28/08/99	6	-6.81**	S02/10/98	3	-5.91**	S28/08/98	9	-4.55*
(2)	04/09/98	4	-11.75**	28/08/99	6	-6.83**	S02/10/98	3	-6.13**	S28/08/98	9	-4.48
(3)	04/09/98	6	-9.50**	17/09/98	6	-6.04**	S18/09/98	4	-4.74**	S26/06/98	9	-3.75
<i>Indice NASDAQ</i> (1)	24/11/00	10	-6.89**	24/11/00	8	-5.06**	S24/03/00	4	-4.40	S24/03/00	10	-5.17**
(2)	01/06/00	10	-6.72**	19/10/00	8	-4.70	S24/03/00	4	-4.22	S24/03/00	10	-5.11**
(3)	19/10/00	10	-6.40**	15/12/00	8	-5.42**	S13/10/00	4	-4.77**	S05/11/99	10	-4.42**
<i>Indice SBF250</i> (1)	07/10/98	6	-8.63**	21/01/99	8	-5.02**	S09/10/98	2	-7.03**	S31/12/98	3	-4.64*
(2)	09/10/98	6	-9.31**	07/10/98	8	-5.12**	S09/10/98	0	-13.30**	S08/01/99	3	-4.87*
(3)	14/09/98	6	-8.01**	16/09/98	10	-4.01	S18/09/98	2	-5.98**	S11/09/98	3	-3.92

(1), (2) et (3) respectivement pour les modèles 1, 2 et 3. ** et * indiquent le rejet de l'hypothèse nulle de non-stationnarité aux seuils de 5 % et 10 %.

Annexe 2 : Modèles dynamiques multivariés

Modèles Near-Var relatifs aux taux de rendement

1. Observations journalières (n = 970)							R ² corrigé	DW	
1.1. Sans prise en compte des relations instantanées									
1	EuroJ _t	=	-0,0003	-0,0359 . SBF250J _{t-2}	-0,0987 . NYSEJ _{t-1}	+ 0,0682 . NYSEJ _{t-2}	0,03	2,08	
			-1,18	-2,06	-5,16	3,20			
	SBF250J _t	=	0,0008	-0,081 . SBF250J _{t-1}	+0,4084 . NYSEJ _{t-1}	- 0,0697 . NYSEJ _{t-2}	0,11	1,95	
			1,99	-2,59	11,41	-1,85			
	NYSEJ _t	=	0,0005	-0,0505 . NYSEJ _{t-2}			0,00	1,90	
			1,53	-1,57					
2	EuroJ _t	=	-0,0003	-0,0354 . SBF250J _{t-1}	-0,0575 . EuroJ _{t-1}		0,01	2,01	
			-1,33	-2,14	-1,73				
	SBF250J _t	=	0,0008	+ 0,1142 . EuroJ _{t-1}	+ 0,0764 . NASDAQJ _{t-1}		0,01	1,92	
			2,09	1,78	3,13				
	NASDAQJ _t	=	0,0006	+ 0,1327 . EuroJ _{t-1}	+ 0,1826 . NASDAQJ _{t-1}		0,03	2,01	
			1,07	1,60	5,73				
1.2. Avec prise en compte des relations instantanées									
3	EuroJ _t	=	-0,00001	-0,141 . SBF250J _t	-0,0346 . SBF250J _{t-1}	-0,0476 . SBF250J _{t-2}	+0,0575 . NYSEJ _{t-2}	0,08	2,08
			-0,62	-8,92	-2,13	-3,17	3,11		
	SBF250J _t	=	0,0003	-0,0956 . SBF250J _{t-1}	+0,8359 . NYSEJ _t	+0,3986 . NYSEJ _{t-1}		0,21	1,98
			0,97	-3,18	28,44	11,15			
	NYSEJ _t	=	-0,00002	+0,6643 . SBF250J _t	+0,0695 . SBF250J _{t-1}	-0,2455 . NYSEJ _{t-1}		0,11	2,01
			-0,06	28,44	2,59	-7,35			
4	EuroJ _t	=	-0,0001	-0,1594 . SBF250J _t	-0,0293 . SBF250J _{t-1}	-0,0469 . NASDAQJ _t	+0,0297 . NASDAQJ _{t-1}	0,07	2,07
			-0,61	-8,54	-2,19	-3,25	2,18		
	SBF250J _t	=	0,0003	-0,4369 . EuroJ _t	+0,6039 . NASDAQJ _t			0,26	1,97
			1,03	-8,57	33,60				
	NASDAQJ _t	=	0,00	-0,21 . EuroJ _t	+1,0609 . SBF250J _t			0,25	1,85
			-0,73	-3,05	33,60				
2. Observations hebdomadaires (n = 206)									
2.1. Sans prise en compte des relations instantanées									
5	EuroH _t	=	-0,0008	+0,2780 . EuroH _{t-1}				0,05	1,97
			-1,06	3,17					
	SBF250H _t	=	0,0031	-0,3127 . EuroH _{t-2}	+0,1156 . SBF250H _{t-1}			0,03	1,97
			1,87	-2,27	2,01				
	NYSEH _t	=	0,0018	+0,1531 . NYSEH _{t-1}	+0,2488 . EuroH _{t-1}	-0,3294 . EuroH _{t-2}		0,03	2,03
			1,36	2,64	2,74	-2,86			
6	EuroH _t	=	-0,0011	-0,055 . SBF250H _{t-1}				0,02	1,58
			-1,38	-1,71					
	SBF250H _t	=	0,0037	-0,239 . EuroH _{t-2}				0,01	1,74
			2,25	-2,19					
	NASDAQH _t	=	0,0023	0,2331 . NASDAQH _{t-1}				0,05	2,00
			1,03	3,50					
2.2. Avec prise en compte des relations instantanées									
7	EuroH _t	=	-0,0006	-0,2498 . SBF250H _t	+0,0934 . NYSEH _t			0,06	1,63
			-0,78	-6,00	1,78				
	SBF250H _t	=	0,0007	-0,4862 . EuroH _t	+0,1548 . SBF250H _{t-1}	+1,07 . NYSEH _t	-0,1896 . NYSEH _{t-1}	0,40	2,07
			0,61	-6,37	2,62	20,33	-2,61		
	NYSEH _t	=	-0,0005	+0,1577 . NYSEH _{t-1}	+0,7344 . SBF250H _t	-0,1286 . SBF250H _{t-1}		0,38	2,00
			-0,49	2,49	20,24	-2,49			
8	EuroH _t	=	-0,0006	-0,2053 . SBF250H _t				0,07	1,60
			-0,74	-6,45					
	SBF250H _t	=	0,0015	-0,5173 . EuroH _t	+0,1533 . SBF250H _{t-1}	+0,5739 . NASDAQH _t	-0,1562 . NASDAQH _{t-1}	0,35	2,14
			1,22	-6,24	3,53	18,95	-3,52		
	NASDAQH _t	=	-0,0019	+1,2773 . SBF250H _t	-0,2435 . SBF250H _{t-1}	0,2486 . NASDAQH _{t-1}		0,33	2,06
			-1,07	19,02	-3,67	3,66			

Note : Les valeurs indiquées sous les coefficients estimés correspondent aux T de Student (Test de l'hypothèse de nullité du coefficient estimé). Valeurs critiques : 1,96 à 5 %, 2,58 à 10 %

Modèles Near-Var relatifs aux Variances des taux de rendement

1. Observations journalières (n = 970)

1.1. Sans prise en compte des relations instantanées

								R ² corrigé	DW	
9	VEuroJ _t	=	0,00004	+0,01153 . VSBF250J _{t-1}	+0,01430 . VNYSEJ _{t-1}			0,01	1,91	
	VSBF250J _t	=	0,00008	+0,11459 . VSBF250J _{t-1}	+0,07855 . VSBF250J _{t-2}	+0,05115 . VSBF250J _{t-3}	+0,19018 . VNYSEJ _{t-1}	+0,2223 . VNYSEJ _{t-2}	0,10	2,00
	VNYSEJ _t	=	0,00007	+0,1256 . VNYSEJ _{t-1}	+0,05849 . VNYSEJ _{t-2}	+0,08952 . VSBF250J _{t-2}	+0,0746 . VSBF250J _{t-3}		0,06	1,99
10	VEuroJ _t	=	0,00004	+0,01346 . VSBF250J _{t-1}	+0,00226 . VNASDAQJ _{t-2}			0,01	1,91	
	VSBF250J _t	=	0,00011	+0,18599 . VSBF250J _{t-1}	+0,07405 . VSBF250J _{t-3}	+0,0201 . VNASDAQJ _{t-2}		0,05	2,05	
	VNASDAQJ _t	=	0,000129	+0,2372 . VSBF250J _{t-3}	+0,17867 . VNASDAQJ _{t-2}	+0,25343 . VNASDAQJ _{t-3}		0,12	2,00	

1.2. Avec prise en compte des relations instantanées

11	VEuroJ _t	=	0,00003	+0,0359 . VSBF250J _t	+0,0189 . VNYSEJ _t			0,02	1,93	
	VSBF250J _t	=	-0,0001	+0,1149 . VSBF250J _{t-1}	+0,5169 . VNYSEJ _t	+0,1058 . VNYSEJ _{t-1}	+0,1895 . VNYSEJ _{t-2}	+1,5892 . VEuroJ _t	0,11	2,02
	VNYSEJ _t	=	0,00003	+0,2858 . VSBF250J _t	-0,054 . VSBF250J _{t-1}	+0,0835 . VSBF250J _{t-2}	+0,0834 . VNYSEJ _{t-1}	+0,4938 . VEuroJ _t	0,07	2,01
12	VEuroJ _t	=	0,00003	+0,02787 . VSBF250J _t	+0,00921 . VNASDAQJ _t			0,03	1,98	
	VSBF250J _t	=	0,00004	+1,3028 . VEuroJ _t	+0,0991 . VNASDAQJ _t	-0,0175 . VNASDAQJ _{t-3}	+0,1331 . VSBF250J _{t-1}	+0,0912 . VSBF250J _{t-3}	0,08	1,97
	VNASDAQJ _t	=	-0,0004	+6,8409 . VEuroJ _t	+0,1274 . VNASDAQJ _{t-2}	+0,2306 . VNASDAQJ _{t-3}	+1,4376 . VSBF250J _t		0,14	1,99

2. Observations hebdomadaires (n = 206)

2.1. Sans prise en compte des relations instantanées

13	VEuroH _t	=	0,0001	+0,0334 . VSBF250H _{t-1}				0,02	1,76
	VSBF250H _t	=	0,0002	+0,2029 . VSBF250H _{t-1}	+0,1101 . VSBF250H _{t-3}	+0,4581 . VNYSEH _{t-3}		0,18	2,04
	VNYSEH _t	=	0,0002	+0,2056 . VSBF250H _{t-1}	+0,1159 . VSBF250H _{t-3}			0,09	2,09
14	VEuroH _t	=	0,00008	+0,0192 . VNASDAQH _{t-1}	+0,0161 . VNASDAQH _{t-2}	+0,0286 . VNASDAQH _{t-3}	-0,0365 . VSBF250H _{t-3}	0,11	1,95
	VSBF250H _t	=	0,0003	+0,1794 . VSBF250H _{t-1}	+0,2437 . VSBF250H _{t-3}			0,10	1,94
	VNASDAQH _t	=	0,0007	+2,3945 . VEuroH _{t-2}	+0,1683 . VNASDAQH _{t-1}	+0,3394 . VSBF250H _{t-2}	-0,2574 . VSBF250H _{t-3}	0,09	1,77

2.2. Avec prise en compte des relations instantanées

15	VEuroH _t	=	0,00007	+0,1236 . VNYSEH _t	+0,1097 . VEuroH _{t-1}			0,05	1,97
	VSBF250H _t	=	0,00021	+0,9112 . VNYSEH _t				0,09	1,87
	VNYSEH _t	=	-0,00007	+0,4280 . VSBF250H _t	+0,0802 . VSBF250H _{t-1}	+1,2138 . VEuroH _t		0,14	1,98
16	VEuroH _t	=	0,00007	+0,0417 . VNASDAQH _t	+0,0143 . VNASDAQH _{t-1}			0,05	1,83
	VSBF250H _t	=	0,00016	+0,1403 . VSBF250H _{t-1}	+0,2690 . VNASDAQH _t			0,08	1,88
	VNASDAQH _t	=	0,00008	+1,0543 . VSBF250H _t	+3,7909 . VEuroH _t			0,07	1,69

Note : Les valeurs indiquées sous les coefficients estimés correspondent aux T de Student (Test de l'hypothèse de nullité du coefficient estimé). Valeurs critiques : 1,96 à 5 %, 2,58 à 10 %