

2m11.2716.5

École des Hautes Études Commerciales
Affiliée à l'Université de Montréal

**LA TRANSMISSION DES MOUVEMENTS
DE PRIX ET DE VOLATILITÉ
ENTRE LES MARCHÉS BOURSIERS ÉMERGENTS**

Par
Géraldine Mossière



Sciences de la Gestion

Mémoire présenté en vue de l'obtention du Grade de maître ès Sciences
(M. Sc.)

Juillet 1999
© Géraldine Mossière

m1999
no 46

Les personnes qui m'ont soutenue pour la rédaction de ce mémoire

sont nombreuses et je tiens à les en remercier :

**M. Kodjovi Assoé, mon directeur de mémoire, qui m'a aidée à
orienter mes recherches et m'a apporté de précieux conseils quant**

à la procédure de test et au traitement des résultats,

et M. Minh Chau To et M. Jean-François L'Her, qui ont accepté

d'évaluer et de commenter mon mémoire.

Je pense également à mon entourage proche, famille et amis qui,

au Québec ou d'ailleurs, m'ont encouragée

de leur présence et de leurs messages chaleureux.

SOMMAIRE

Dans le contexte actuel de globalisation financière, on note de fortes interactions entre les fluctuations des prix et de la volatilité des titres des marchés boursiers développés et émergents. Comment et dans quelles proportions les mouvements des rendements et des chocs de volatilité se transmettent entre les marchés boursiers développés et les marchés émergents ?

Cette étude se propose d'examiner les mécanismes de transmission des rendements et des innovations des indices des marchés boursiers émergents entre eux et vers les marchés développés. Une spécification Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (EGARCH) est utilisée afin de décrire les mouvements des indices boursiers des 6 pays suivants : Argentine, Brésil, Chili, Mexique, Canada et Etats-Unis, du 1^{er} janvier 1993 au 31 décembre 1998.

Les résultats indiquent que les rendements du marché boursier américain influencent les mouvements des rendements boursiers étrangers. En outre, il existe une relation d'interdépendance entre les volatilités boursières des marchés américain et émergents d'une part, et celles des marchés émergents d'autre part. La structure de transmission des volatilités présente également une forte asymétrie.

Par ailleurs, les périodes de forte volatilité boursière modifient la structure de transmission des mouvements boursiers et la structure de corrélation des rendements boursiers. Finalement, le modèle EGARCH semble décrire efficacement la structure de transmissions de mouvements boursiers des six marchés boursiers de l'échantillon.

TABLE DES MATIÈRES

I.	INTRODUCTION	6
<hr/>		
II.	REVUE DE LITTÉRATURE	10
<hr/>		
1.	L'INTERDÉPENDANCE DES MARCHÉS BOURSIERS	11
1.1	LA DYNAMIQUE DE LONG TERME DES MOUVEMENTS BOURSIERS	11
1.2	LES INTERACTIONS DES MOUVEMENTS DE PRIX ET DE VOLATILITÉ DES MARCHÉS BOURSIERS	13
1.3	LA DYNAMIQUE DE COURT TERME DES INTERACTIONS DES PRIX ET DE LA VOLATILITÉ BOURSIÈRES : UNE MESURE DE L'EFFICIENCE DES MARCHÉS	16
2.	LA STRUCTURE DE TRANSMISSION DES MOUVEMENTS BOURSIERS	20
2.1	L'IMPACT DE LA STRUCTURE DE LA VOLATILITÉ SUR LES MÉCANISMES DE TRANSMISSION DES INNOVATIONS	20
2.2	LES CHANGEMENTS STRUCTURELS DES PARAMÈTRES DE TRANSMISSION DE LA VOLATILITÉ	24
2.3	LA STRUCTURE ASYMÉTRIQUE DE LA TRANSMISSION DES INNOVATIONS	26
3.	LES CANAUX DE TRANSMISSION DES MOUVEMENTS DE PRIX ET DE VOLATILITÉ	28
3.1	LE DEGRÉ DE DÉVELOPPEMENT DES MARCHÉS BOURSIERS	28
3.2	L'INTÉGRATION FINANCIÈRE DES MARCHÉS BOURSIERS	32
3.3	L'INTÉGRATION MACROÉCONOMIQUE DES PLACES FINANCIÈRES	34
III.	MÉTHODOLOGIE	39
<hr/>		
1.	LES HYPOTHÈSES TESTÉES	39
2.	DESCRIPTION DES DONNÉES	41
2.1	LES DONNÉES BOURSIÈRES UTILISÉES	41
2.2	LA DESCRIPTION STATISTIQUE DES DONNÉES	43
3.	LA MODÉLISATION DES SÉRIES CHRONOLOGIQUES DES RENDEMENTS ET DE LA VOLATILITÉ DES INDICES BOURSIERS	47
3.1	LES MODÈLES STATISTIQUES DE TYPE ARCH ET GARCH	48
3.2	TEST DE LA PRÉSENCE D'AUTOSCÉDASTICITÉ	49
4.	LA MODÉLISATION DE LA STRUCTURE ASYMÉTRIQUE DE TRANSMISSION DE L'INFORMATION : LE MODÈLE EGARCH MULTIVARIÉ	53
4.1	LA MODÉLISATION DE LA VARIANCE CONDITIONNELLE : LE MODÈLE EGARCH	53
4.2	LA MODÉLISATION SIMULTANÉE DE LA STRUCTURE DE TRANSMISSION DES INNOVATIONS : LE MODÈLE EGARCH MULTIVARIÉ	54
4.3	L'ESTIMATION DU MODÈLE EGARCH MULTIVARIÉ	56
IV.	PRÉSENTATION ET ANALYSE DES RÉSULTATS	59
<hr/>		
1.	INTRODUCTION	59
2.	LA TRANSMISSION DES FLUCTUATIONS DES RENDEMENTS DES INDICES BOURSIERS	60

2.1	LA TRANSMISSION DES MOUVEMENTS DE PRIX DES INDICES BOURSIERS DU GROUPE A	60
2.2	LA TRANSMISSION DES MOUVEMENTS DE PRIX DES INDICES BOURSIERS DU GROUPE B	64
3	LA TRANSMISSION DES MOUVEMENTS DE VOLATILITÉ DES INDICES BOURSIERS	67
3.1	LA PROPAGATION DES CHOCS DE VOLATILITÉ DES INDICES BOURSIERS DU GROUPE A	67
3.2	LA PROPAGATION DES CHOCS DE VOLATILITÉ DES INDICES BOURSIERS DU GROUPE B	74
3.3	L'ASYMÉTRIE DANS LA STRUCTURE ASYMÉTRIQUE DE LA TRANSMISSION DE CHOCS DE VOLATILITÉ BOURSIERS	79
4	LES COEFFICIENTS DE CORRÉLATION ESTIMÉS DES RENDEMENTS BOURSIERS	84
5.	LA VALIDITÉ DU SYSTÈME EGARCH MULTIVARIÉ	86
5.1	LA CORRECTION DE L'HÉTÉROSCÉDASTICITÉ	86
5.2	L'HYPOTHÈSE DE CORRÉLATION CONSTANTE DES RENDEMENTS BOURSIERS	91

V. CONCLUSION

95

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1 :	LES HYPOTHÈSES TESTÉES	41
Tableau 2 :	LES STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES SÉRIES DE RENDEMENTS BOURSIERS	46
Tableau 3 :	MATRICE DE CORRÉLATION DES SÉRIES DE RENDEMENTS	47
Tableau 4 :	TEST DE LA PRÉSENCE D'EFFETS ARCH DANS LES SÉRIES DE RENDEMENTS BOURSIERS	52
Tableau 5a :	LA STRUCTURE DE TRANSMISSION DES MOUVEMENTS DE PRIX DES MARCHÉS BOURSIERS DU GROUPE A	63
Tableau 5b :	LA STRUCTURE DE TRANSMISSION DES MOUVEMENTS DE PRIX DES MARCHÉS BOURSIERS DU GROUPE B	66
Tableau 6a :	LA STRUCTURE DE TRANSMISSION DES MOUVEMENTS DE VOLATILITÉ DES MARCHÉS BOURSIERS DU GROUPE A	73
Tableau 6b :	LA STRUCTURE DE TRANSMISSION DES MOUVEMENTS DE VOLATILITÉ DES MARCHÉS BOURSIERS DU GROUPE B	78
Tableau 7 :	COMPARAISON DE LA STRUCTURE DE TRANSMISSION DES INNOVATIONS POSITIVES ET NÉGATIVES DES MARCHÉS BOURSIERS	83
Tableau 8 :	MATRICE DE CORRÉLATION DES INDICES BOURSIERS DES MARCHÉS DES GROUPE A ET B	85
Tableau 9a :	TESTS DE NORMALITÉ DES RÉSIDUS STANDARDISÉS DE LA RÉGRESSION EGARCH DES INDICES BOURSIERS DU GROUPE A	89
Tableau 9b :	TESTS DE NORMALITÉ DES RÉSIDUS STANDARDISÉS DE LA RÉGRESSION EGARCH DES INDICES BOURSIERS DU GROUPE B	90
Tableau 10a :	TESTS DE CORRÉLATION DES RÉSIDUS STANDARDISÉS DE LA RÉGRESSION EGARCH DES INDICES BOURSIERS DU GROUPE A	93
Tableau 10b :	TESTS DE CORRÉLATION DES RÉSIDUS STANDARDISÉS DE LA RÉGRESSION EGARCH DES INDICES BOURSIERS DU GROUPE B	94

I. INTRODUCTION

Le développement des technologies de l'information combiné à la levée des barrières nationales à l'investissement a considérablement réduit les coûts de transfert et de traitement de l'information ainsi que les coûts de transactions financières. Ce nouveau contexte de globalisation a favorisé l'augmentation des flux financiers internationaux et donc l'intégration des marchés financiers. En effet, comme les informations délivrées sur les marchés se reflètent plus rapidement dans les prix des titres des marchés boursiers étrangers, on note de plus fortes interactions entre les fluctuations des prix et de la volatilité des titres boursiers de différents pays. Par ailleurs, les gestionnaires de portefeuille qui diversifient leurs investissements allouent leurs capitaux sur une base internationale, ce qui renforce également les interactions entre les marchés.

Au cours des dernières années, les marchés financiers ont été perturbés par des crises financières qui, d'abord localisées dans des pays émergents tels le Brésil ou la Thaïlande ont créé un effet «domino » en s'étendant finalement à d'autres marchés, émergents et développés. La problématique de l'interdépendance des marchés a ainsi entraîné une importante vague d'études empiriques sur les transmissions des mouvements des marchés boursiers internationaux. Les pics de volatilité enregistrés lors des crises boursières suggèrent en effet que le transfert international d'information pourrait affecter non seulement les mouvements de prix, mais aussi les mouvements de volatilité. La part de volatilité inattendue ou «innovation » pourrait ainsi se propager au rendement et à la volatilité des titres boursiers étrangers, les faisant ainsi dévier de leur point d'équilibre conditionnel. Comment et dans quelles proportions les rendements des titres et les chocs de

volatilité se transmettent-elles d'un marché boursier à l'autre ? Quels sont les canaux de transmission des niveaux de prix et des innovations des titres boursiers vers les marchés étrangers ? Telles sont les préoccupations actuelles des chercheurs.

À l'heure actuelle, les résultats empiriques dans ce domaine sont encore limités aux marchés financiers les plus développés et donc les plus efficaces. La crise boursière de 1987 ayant par hypothèse débuté aux États-Unis, les auteurs disposent effectivement d'un intéressant cas d'étude. Or les crises les plus récentes se sont amorcées dans les marchés émergents et dans ces pays, la propagation des crises financières représente un grave frein au développement économique déjà vulnérable. En effet, une brusque chute des rendements ou un fort niveau de volatilité diminuent la confiance en ces jeunes marchés. Dans une optique risque-rendement d'évaluation des actifs, ce préjudice gonfle les primes de risque afférentes aux titres financiers, tandis que la fuite des capitaux pousse les taux d'intérêt à la hausse.

La présente étude se propose d'évaluer la structure de transmission internationale des moments des prix des titres des marchés émergents et des chocs de volatilité ou « innovations » entre les marchés émergents d'Amérique latine et deux marchés développés¹. Les marchés émergents constituent en effet un champ d'étude spécifique défini par René Garcia (1989) comme « *un ensemble hétéroclite de marchés des capitaux à des stades de maturité différents et régis par des lois et règlements plus ou moins libéralisés* ». De plus, ces marchés sont caractérisés par une faible capitalisation, un nombre limité d'entreprises inscrites et des transactions peu importantes.

¹ Cet effet est communément appelé « *price and volatility spillover effect* ».

Certains mécanismes de transmission des mouvements de prix et de volatilité ont déjà été mis en évidence : ainsi, sur les marchés développés, la structure de transmission semble asymétrique dans la mesure où les mauvaises nouvelles ont un impact plus important sur les marchés boursiers étrangers que les bonnes nouvelles (Booth et Koutmos (1995)) ; en outre, les périodes de fluctuations importantes de la volatilité telles que le crash boursier de 1987 modifient les paramètres de transmission des moments des titres boursiers (Benneth et Kelleher (1998) et Arshanapalli et Douglas (1993)). Par ailleurs, la similarité des structures industrielles, la proximité géographique, les relations commerciales, représentent autant de facteurs d'influence de la transmission des mouvements boursiers.

Afin de contrôler l'impact de la proximité géographique et de l'intégration économique sur les résultats de notre étude, les pays émergents considérés sont tous situés en Amérique latine (Argentine, Brésil, Chili et Mexique) tandis que les pays développés sont leurs plus proches partenaires commerciaux : les États-Unis et le Canada. Comme les pays étudiés se situent dans des créneaux horaires relativement proches, les problèmes d'asynchronisme des heures de transactions financières sont ignorés. Pour tester l'éventualité d'un changement structurel dû à la crise financière de 1997, l'échantillon est divisé en deux parties, l'une couvrant la période précédant la crise et l'autre regroupant les données suivant la crise. Le test est effectué sur les cotations quotidiennes des indices boursiers composés par Morgan Stanley Capital International pour les six marchés de l'échantillon. D'après les recherches empiriques (Bekaert et Harvey (1997) et Song et al. (1998)), une modélisation du type GARCH convient à la description des rendements et de la volatilité des séries de prix boursiers des marchés émergents. La structure de

transmission asymétrique des mouvements boursiers des marchés émergents vers les marchés étrangers est représentée à l'aide d'une spécification EGARCH multivariée.

Les résultats de cette étude permettront d'éclairer les gestionnaires de fonds quant aux choix et aux risques des investissements internationaux à des fins de diversification de portefeuille. Les décisions d'allocation de portefeuilles financiers dépendent en effet des prévisions de transmissions des fluctuations boursières. Par ailleurs, les législateurs et autres régulateurs des marchés financiers ont également besoin de connaître les mécanismes d'interactions boursières internationales afin de mesurer la sensibilité de leurs marchés financiers aux crises étrangères. Ils peuvent ainsi renforcer les interactions financières qui concourent à l'efficacité des marchés et, d'autre part, contrecarrer les répercussions négatives des chocs internationaux grâce à des interventions financières ou à des accords d'harmonisation et de coordination avec des partenaires financiers et économiques.

II. REVUE DE LITTÉRATURE

L'instabilité croissante des places boursières et la crainte de la propagation des crises ont suscité de nombreuses questions concernant l'interdépendance des marchés boursiers (*section 1*). À partir de l'analyse de l'évolution de long terme des relations dynamiques des marchés boursiers internationaux (*sous-section 1.1*), les problématiques des études se sont progressivement tournées vers la nature, l'ampleur et les mécanismes de transmission des mouvements des prix et de la volatilité entre les marchés boursiers (*sous-section 1.2*). Des analyses plus précises utilisent des données de plus haute fréquence et prennent en compte l'asynchronisme des heures de transactions des marchés boursiers internationaux (*sous-section 1.3*).

Par ailleurs, certains aspects structurels de la transmission de la volatilité ont récemment été identifiés (*section 2*). Ainsi, d'après certaines études, la structure même de la volatilité des indices boursiers détermine celle de la transmission de la volatilité ; il semble d'une part que la propagation de la volatilité des indices soit liée à un phénomène de contagion de la volatilité idiosyncratique locale des titres boursiers (*sous-section 2.1*). D'autre part, les périodes de forte volatilité telles que la crise boursière de 1987 entraînent des changements structurels des paramètres de transmission de la volatilité des marchés boursiers (*sous-section 2.2*). Finalement, la structure de transmission des innovations présente une asymétrie ou « effet de levier », que l'on peut modéliser à l'aide d'un processus de type Exponential GARCH (*sous-section 2.3*).

Enfin, certains facteurs semblent influencer la transmission des innovations (*section 3*). Par exemple, le degré de développement des marchés financiers

pourrait influencer la structure de transmission de la volatilité et la marginaliser comparativement au reste du système boursier international ; l'importance croissante des marchés émergents à l'échelle internationale a ouvert notamment un nouveau terrain d'études autour de ces marchés caractérisés par une faible efficience (*sous-section 3.1*). Avant tout, ce sont les barrières à l'investissement, les flux d'investissements internationaux et la coordination des politiques financières qui constituent un canal de transmission privilégié des mouvements boursiers (*sous-section 3.2*). Outre l'intégration financière, les fondamentaux économiques et autres facteurs d'intégration économique jouent également un rôle dans la propagation des mouvements boursiers (*sous-section 3.3*). Cette revue de littérature traite tour à tour ces différents points.

1. L'interdépendance des marchés boursiers

1.1 La dynamique de long terme des mouvements boursiers

Dans une perspective de long terme Koch et Koch (1991) examinent l'évolution des relations dynamiques entre les marchés boursiers internationaux depuis 1972, afin de tester l'efficience des marchés suivants : Japon, Allemagne, Australie, Hong Kong, Singapour, Suisse, Royaume-Uni et États-Unis. Koch et Koch (1991) utilisent un modèle dynamique d'explication simultanée de chaque rendement d'indice en fonction des rendements passés des huit marchés. L'expérience est réalisée sur les rendements quotidiens des huit indices boursiers pour les trois années : 1972, 1980, 1987. Pour un même jour, les résultats révèlent la présence d'interactions bilatérales ou unilatérales entre les rendements des

marchés boursiers. Le nombre de relations significatives augmente au cours de la période observée, ce qui indique une interdépendance grandissante des marchés. D'autre part, les interactions boursières semblent localisées entre les marchés d'une même région géographique. Finalement aucun marché ne réagit à un facteur de rendements datant de plus de 24 heures ; cet ajustement assez rapide à l'information délivrée par les marchés internationaux suggère une certaine efficience des marchés. Koch et Koch montrent également l'influence grandissante du marché japonais et le déclin de celui des États-Unis, ce résultat contredit ceux de Eun et Shim (1989) qui montrent la prédominance de l'influence boursière américaine et le rôle relativement passif du marché japonais sur les marchés étrangers. Cette opposition tient peut-être aux différences méthodologiques des deux études, la spécification de Koch et Koch (1991) ne permet en effet pas de palier la présence d'hétéroscédasticité dans les séries chronologiques de rendements. En outre cette étude est focalisée sur la transmission internationale des mouvements de prix tandis que Eun et Shim (1989) observent la transmission des innovations ou «chocs de volatilité » sur les prix des titres. Par ailleurs, bien que les cotations quotidiennes relatives à la crise boursière de 1987 aient été supprimées des données, cette année n'est sans doute pas la plus représentative pour analyser des relations boursières de long terme (plus de quinze ans), les grandes perturbations boursières qui se sont déroulées peuvent en effet biaiser les résultats.

1.2 Les interactions des mouvements de prix et de volatilité des marchés boursiers

L'intégration boursière des marchés financiers ne s'explique pas uniquement par les interactions dynamiques des rendements boursiers. En affinant la définition de la structure d'interdépendance des marchés boursiers, certaines études tentent de déterminer les interactions des moments d'ordre deux, soit l'impact des innovations d'un marché boursier sur la variance des titres financiers étrangers.

Ainsi, Eun et Shim (1989) examinent les mécanismes de transmission internationale des innovations aux prix et à la volatilité des indices boursiers. Leur étude est basée sur les rendements quotidiens des indices boursiers des huit principaux marchés développés (incluant Hong Kong) de 1980 à 1985. En appliquant la méthode des variables autorégressives ou VAR (Vector Autoregression), ils effectuent une régression dynamique des rendements journaliers de chaque indice sur les rendements quotidiens retardés de quinze périodes des neuf autres indices. Les erreurs des régressions assimilées aux réponses des rendements aux chocs aléatoires des prix sont ensuite orthogonalisées afin d'assurer la non-corrélation des erreurs entre elles. Eun et Shim régressent alors les rendements de chaque indice boursier sur les erreurs orthogonalisées des régressions des huit autres indices (retardées de quinze périodes). Cette méthode leur permet de décomposer ensuite la variance de chaque indice boursier afin d'en dissocier les composantes « innovations » issues des marchés étrangers (*cross-volatility*) de celles issues du marché national (*own-volatility*). Enfin ils simulent un choc d'une unité d'écart type sur les résidus du marché américain afin d'évaluer les réponses des autres marchés. En prenant en compte les différences de zones

réponses des autres marchés. En prenant en compte les différences de zones horaires, Eun et Shim mettent en évidence une importante interdépendance entre les marchés financiers de l'échantillon : les innovations passées des marchés étrangers permettent de prévoir approximativement 26% de la variance inconditionnelle des marchés nationaux ; les fluctuations boursières du marché américain semblent mener les marchés étrangers, reflétant sans doute l'importance économique et informationnelle mondiale des États-Unis. À l'instar de Koch et Koch (1991), les auteurs montrent également l'efficacité des marchés internationaux. L'échantillon temporel de cinq ans choisi par Eun et Shim (1989) ne permet cependant pas de prendre en considération les récents changements structurels survenus suite aux différentes crises boursières, ces résultats ne semblent par conséquent plus représenter la réalité des mécanismes de transmission des mouvements de prix d'autant plus que d'autres études portent à des conclusions différentes, notamment quant à l'influence du marché américain. En effet, Karolyi (1995) montre par exemple que le modèle VAR utilisé par Eun et Shim (1989) tend à surestimer l'ampleur du coefficient de transmission internationale des innovations. En outre, comme Koch et Koch (1991), Eun et Shim (1989) posent l'hypothèse forte de la volatilité constante des prix des titres ; cette hypothèse restreint considérablement la validité des résultats, l'utilisation des modèles de type ARCH devrait permettre de spécifier les changements de la variance des indices boursiers dans le temps.

Theodossiou et Lee (1993) analysent distinctement les mouvements de prix boursiers des mouvements de volatilité ; leur étude vise à évaluer la nature et l'ampleur de chacune de ces structures de transmission afin de tester l'interdépendance des marchés boursiers internationaux principaux. Ils appliquent

une régression de type GARCH multivarié sur les cotations hebdomadaires des indices des cinq marchés les plus développés, sur un horizon temporel étendu de 1980 à 1991. Cette spécification leur permet d'intégrer les interactions des moyennes et des variances conditionnelles des cinq pays tout en corrigeant les problèmes d'hétéroscédasticité issus des données en séries chronologiques. Les rendements des indices sont modélisés comme une fonction des rendements passés des indices des pays de l'échantillon et la variance conditionnelle de chaque rendement comme une fonction de la variance conditionnelle passée et des chocs de volatilité des rendements des indices boursiers retardés. Les innovations sont approximées par les carrés des erreurs de la régression des rendements des indices. Les résultats de Théodossiou et Lee (1993) corroborent en partie ceux de Eun et Shim (1989) quant à l'influence du marché américain sur les structures de transmission des rendements et des innovations. Les rendements boursiers américains influencent les mouvements boursiers des marchés britannique, allemand et canadien tandis que l'ampleur de la transmission des innovations américaines varie selon le marché considéré. Ainsi, la volatilité boursière du marché allemand paraît la plus indépendante et celle du marché britannique la plus intégrée au marché américain. Theodossiou et Lee (1993) distinguent la structure de transmission de volatilité à l'intérieur d'un même marché (*own-volatility spillover*) de la structure de transmission de volatilité croisée (*cross-volatility spillover*). Ainsi, la faiblesse de la structure de transmission de la volatilité nationale (*own volatility spillover*) en Grande-Bretagne et au Canada indique que la volatilité de ces marchés est importée des marchés étrangers. Cette analyse est effectuée sous l'hypothèse de corrélation constante des rendements des indices de l'échantillon.

Cette hypothèse étant testée et validée au cours de l'étude, les auteurs concluent que les changements dans l'ampleur des co-mouvements des rendements sont compensés par la variation de la covariance des rendements des indices et non de la structure de corrélation. Bien que l'horizon temporel soit long (plus de dix ans), les données hebdomadaires de l'échantillon semblent lisser les chocs de volatilité apparus au cours de la décennie. L'utilisation des données hebdomadaires permet toutefois aux auteurs d'ignorer les problèmes d'asynchronisme des heures de transactions boursières. De plus, Theodossiou et Lee (1993) ne distinguent pas les chocs de grande ampleur comme la crise de 1987 des chocs de plus faible importance, ils ignorent donc les possibilités de changement structurel, notamment au sein de la corrélation des indices boursiers.

1.3 La dynamique de court terme des interactions des prix et de la volatilité boursières : une mesure de l'efficience des marchés

La méthodologie ainsi que les données boursières utilisées déterminent la précision des résultats concernant la dynamique d'interdépendance des mouvements boursiers. À l'aide de données collectées à haute fréquence et analysées sur des périodes de temps limitées, les tests d'interactions des moments des titres boursiers permettent d'apprécier l'efficience des marchés boursiers de l'échantillon. Karolyi (1995) cherche à évaluer la sensibilité des résultats de ces tests aux méthodologies utilisées. Pour expliquer la dynamique de court terme des transmissions de rendements et de la volatilité des titres boursiers, il effectue une analyse comparée des différentes modélisations de la propagation des innovations entre les marchés. L'échantillon de l'étude est composé des cotations de fermeture

à fermeture des marchés boursiers canadien et américain dont les heures de transaction se chevauchent. Le choix de ces marchés boursiers permet de contrôler l'influence de l'intégration économique et de la proximité géographique. La période la plus volatile de la crise de 1987 est éliminée de l'échantillon pour éviter les données influentielles. La modélisation de Karolyi est composée d'une équation autorégressive multivariée qui explique les mouvements de prix d'une part, et d'une équation qui explique les mouvements de volatilité boursière d'autre part. Pour décrire la structure de transmission de la volatilité, Karolyi (1995) teste plusieurs spécifications : la plus simple est celle de la méthode VAR dans laquelle la matrice de variance-covariance est constante ; la seconde modélisation inspirée de Baba et al. (1989) établit la variance comme une fonction linéaire des variances passées et du carré des innovations passées nationales et étrangères ; Karolyi utilise également une variante du modèle GARCH bivarié qui rajoute une spécification de la covariance des rendements des deux pays, sous l'hypothèse de constance de la structure de corrélation des rendements. Après simulation de chocs de volatilité, les résultats indiquent que la persistance et l'ampleur des réponses aux innovations sont très sensibles au modèle de volatilité utilisé. Ainsi, le modèle de VAR surestime l'ampleur de la transmission de la volatilité internationale, le modèle bivarié en revanche, représente le mieux la dynamique des rendements des indices du S&P 500 et du TSE 300 puisque les erreurs de ce modèle tendent en effet vers une distribution normale. Les résultats de Karolyi montrent également que l'impact des chocs de volatilité d'un marché à l'autre tend à diminuer au cours de la dernière sous-période étudiée (1987-1989). Finalement, les titres listés sur les deux marchés

sont plus influencés par les chocs boursiers que les titres transigés sur un seul marché.

Les marchés financiers fonctionnant à des heures différentes, certaines études empiriques prennent en compte les problèmes d'asynchronisme, soit lors de l'interprétation des résultats, soit en internalisant l'asynchronisme des transactions boursières internationales dans le protocole de recherche expérimental. Hamao et al. (1990) par exemple, examinent les mécanismes de transmission internationale des mouvements de prix et de volatilité des titres en dissociant les rendements de fermeture à fermeture en leurs composantes fermeture-ouverture et ouverture-fermeture. Ce faisant, ils distinguent l'effet de transmission sur le rendement et sur la volatilité à l'ouverture du marché d'une part, et au cours de la journée de transaction d'autre part. En modélisant les rendements des marchés de Londres, New York et Tokyo de 1985 à 1988 selon une formulation GARCH-M, les auteurs montrent que les rendements d'ouverture-fermeture et leurs innovations apparues sur les deux marchés fonctionnant avant l'ouverture d'un marché i sont significativement transmis sur les prix et sur la volatilité des prix d'ouverture à fermeture du marché i , cette relation n'est pas une réaction des trois marchés à un facteur économique commun mais une manifestation de la transmission de la volatilité d'un marché à l'autre. Les innovations sont également transmises de façon significative et positive sur la volatilité des rendements de fermeture à ouverture du marché national, ce qui prouve un certain niveau d'interdépendance entre ces marchés ainsi qu'une efficience de forme faible. Par ailleurs, la volatilité se propage de façon unilatérale : Londres et New York paraissent peu affectés par la volatilité des marchés boursiers étrangers bien que tous deux exportent de façon significative

leurs innovations sur le marché de Tokyo. Cette dépendance du marché nippon aux fluctuations boursières étrangères n'est corroborée ni par l'étude de Koch et Koch (1991), ni par celle d'Arshanapalli et Doukas (1993) ; la prédominance du marché américain est en revanche un résultat déjà énoncé par Eun et Shim (1989).

Susmel et Engle (1994) reprennent l'étude de Hamao et al. (1990) en améliorant la méthode de recherche et en utilisant des cotations d'indices boursiers de plus grande fréquence horaire sur les marchés de Londres et de New York, de janvier 1985 à février 1989 ; les heures de transaction de ces deux marchés se chevauchent d'une heure et demi. Après comparaison entre les modèles GARCH captant le comportement asymétrique de la variance (effet de levier) et un modèle GARCH sans effet d'asymétrie, Susmel et Engle valide l'utilisation du premier modèle, à l'instar de l'étude de Booth et Koutmos (1995). Les résultats indiquent l'absence de transmission significative de mouvements de prix ou de volatilité d'un marché à l'autre quand les heures de transaction ne se chevauchent pas. Un mécanisme de transmission de volatilité bilatérale faiblement significatif apparaît à l'ouverture du marché new-yorkais, celui-ci reflète l'impact des annonces des statistiques américaines officielles à Londres. Ces résultats diffèrent de ceux de Hamao et al. (1990) qui mettent en évidence les mécanismes de transmission des innovations américaines des rendements boursiers ouverture-fermeture sur les prix d'ouverture de Londres. Hamao et al. utilisent en effet la statistique de Student standard qui conduit fréquemment à rejeter l'hypothèse nulle, Susmel et Engle (1994) montrent que la statistique de Student robuste est plus efficace. Finalement, à l'inverse d'Arshanapalli et Doukas (1993), Susmel et Engle (1994) rejettent l'hypothèse de changement structurel dû à la crise boursière de 1987.

2. La structure de transmission des mouvements boursiers

2.1 *L'impact de la structure de la volatilité sur les mécanismes de transmission des innovations*

En définissant les composantes et propriétés de la volatilité des titres de marchés boursiers groupés géographiquement, certaines études contribuent à l'analyse des mécanismes de propagation des innovations. So et al. (1997) examinent ainsi la persistance, la fluctuation et les transmissions de la volatilité des titres boursiers de huit pays d'Asie du sud-est. L'échantillon d'étude est composé de onze ans (janvier 1980 à décembre 1991) de cotations quotidiennes d'indices boursiers. Les auteurs utilisent un modèle VAR pour décomposer la variance totale entre sa composante conditionnelle (volatilité typique d'une journée) d'une part, et sa composante «innovation» (fluctuation de volatilité inter journalière) d'autre part. Ils observent que la structure de la volatilité varie au cours de la période étudiée et l'expliquent par les changements des politiques financières nationales. Ainsi, le marché thaïlandais supporte le plus de surprise de volatilité bien que le marché taiwanais soit le plus volatile. Pour évaluer la transmission des innovations entre les marchés, les auteurs comparent les corrélations des innovations standardisées des huit marchés. Parmi les huit pays, ils distinguent deux groupes de marchés dont les innovations sont fortement corrélées entre elles ou à un même facteur de risque, à l'intérieur d'une même journée. En analysant également la corrélation entre les innovations retardées d'un marché et les innovations postérieures d'un marché boursier étranger, ils observent un effet de transmission de volatilité unilatérale entre Hong Kong et Taiwan, et bilatérale entre Singapour et

la Malaisie. Pourtant, cette spécification de la volatilité inspirée du modèle VAR ne tient pas compte de la variation temporelle de la volatilité totale et restreint la précision des résultats. D'autre part, cette analyse porte sur la transmission des chocs de volatilité d'un marché sur les chocs de volatilité d'un autre marché et non sur la volatilité totale, il est possible que des effets de transmission de volatilité soient ainsi occultés. L'intérêt de l'étude de So et al. (1997) est de distinguer d'une part les transmissions de volatilité dites « contemporaines » qui traduisent l'efficience et l'interdépendance des marchés, et d'autre part les transmissions retardées d'une période qui met en évidence l'influence des chocs de volatilité d'un marché sur un autre.

King, Sentana et Wadhvani (1994) analysent les variations de la covariance conditionnelle des rendements des marchés boursiers internationaux et expliquent ainsi la structure de transmission de la volatilité. Dans le cadre d'un modèle multifactoriel, ils décomposent les rendements non-anticipés en fonction de la sensibilité du marché à la variance conditionnelle de dix variables économiques et du prix de ce risque. Sur les seize marchés boursiers considérés et de 1970 à 1988, King et al. montrent que les facteurs économiques observés (taux d'intérêt, taux de change, production industrielle etc.) expliquent une faible part de la covariance et même de la variance des titres internationaux. Les variations des coefficients de corrélation sont dues essentiellement à des variations de facteurs non-observés ou non-mesurés dans l'étude, tels la psychologie des investisseurs. Ce résultat confirme l'hypothèse de King et Wadhvani (1990), puisqu'il implique qu'une période d'augmentation de la volatilité de certains facteurs non-observés correspond à une période de plus grande corrélation entre les marchés

internationaux, *ceteris paribus*. En revanche, King et al. (1994) ne concluent pas que l'intégration des marchés a augmenté au cours de la période étudiée, ils suggèrent que les auteurs qui ont de tels résultats ne dissocient pas les augmentations permanentes des augmentations transitoires des corrélations.

King et Wadhvani (1990) proposent une hypothèse selon laquelle seule la composante idiosyncratique de la volatilité boursière est transmise aux volatilités boursières étrangères. Ainsi, ils élaborent un modèle de contagion bivarié où les variations des prix d'un marché sont expliqués par les variations des prix d'un marché étranger ; ces dernières reflètent toute l'information passée d'une part, et l'information contemporaine ou les « nouvelles » d'autre part. L'échantillon est composé des indices des marchés de Londres, Tokyo et New-York collectées à haute fréquence (chaque heure), de juillet 1987 à février 1988. Les tests valident l'hypothèse de contagion de King et Wadhvani (1990), en outre, ils montrent qu'un coefficient de corrélation positif entre deux marchés ne signifie pas qu'une nouvelle est parvenue aux deux marchés en même temps, mais plutôt que les mouvements des marchés boursiers sont interdépendants. D'autre part, les coefficients de contagion du modèle augmentent pendant et immédiatement après les crises boursière de grande ampleur (crash de 1987), amplifiant ainsi leur propagation, avant de revenir à leur niveau initial. Le modèle de contagion décrit donc mieux les transmissions de volatilité que les modèles d'équilibre des fondamentaux. King et Wadhvani (1990) identifient par conséquent quelques particularités des mécanismes de transmission de la volatilité : les prix des titres des marchés internationaux subissent un saut à l'ouverture d'un autre marché : par exemple, la volatilité des prix de l'indice FTSE-100 augmente quand le marché new-yorkais

ouvre. De plus les augmentations de la volatilité sont liées à des augmentations des coefficients de corrélation. Le modèle de contagion est estimé à l'aide d'une régression OLS, la méthodologie constitue la principale limite de l'étude car elle ne tient pas compte des problèmes d'hétéroscédasticité des données chronologiques. La portée de cette étude est néanmoins importante dans la mesure où elle introduit l'hypothèse de transmission d'« erreurs » ou volatilité idiosyncratique entre les marchés, suggérant ainsi l'inefficience des marchés financiers. Reprenant cette interprétation des causes du crash de 1987, Roll (1989) s'interroge sur l'origine de l'erreur transmise aux autres marchés, en effet si les États-Unis étaient à l'origine de la crise, comment expliquer que la chute des valeurs boursières en Asie et en Europe ait été beaucoup plus importante que sur les marchés américains et qu'elle ait précédé l'effondrement du 19 octobre à New-York ? L'idée que la crise de 1987 ait pu naître dans un pays avant de se propager aux marchés boursiers étrangers est justifiée par l'augmentation de la corrélation des titres des marchés boursiers qui a accompagné la crise. Néanmoins, d'après Roll, cette augmentation pourrait aussi s'expliquer par l'argument des frais de transaction : ceux-ci représentent un frein à la transmission de la volatilité sauf en période de grande volatilité où le gain lié à la diversification internationale est supérieur à son coût. Finalement, Roll explique que les coefficients de contagion tels qu'estimés dans le modèle de King et Wadhawani, peuvent capter des nouvelles fondamentales; selon le jeu des décalages horaires, une brusque augmentation de la fréquence d'annonce des nouvelles pourrait ainsi accroître le coefficient de contagion sans qu'une erreur ou perturbation de marché en particulier ne soit transmise.

Dans le but de distinguer quelle composante de la volatilité est transmise sur les marchés, Remolona (1991) teste l'hypothèse contraire au modèle de contagion de King et Wadhvani (1990). Il évalue l'impact des variables macroéconomiques et des mouvements des marchés boursiers et obligataires étrangers sur les mouvements des marchés financiers (boursiers et obligataires) nationaux. En utilisant des cotations trimestrielles des indices du S&P 500 (Etats-Unis), du FTSE-750 (Royaume-Uni) et du Topix (Japon), il montre que de juin 1973 à septembre 1990, les mouvements des prix ne sont pas influencés par les croissances économiques attendues à l'étranger. Dans un deuxième temps, Remolona montre que les réactions des marchés aux mouvements boursiers étrangers sont excessives comparativement aux informations transmises par ces mouvements et aux liens entre les fondamentaux économiques et étrangers. Remolona (1991) montre que les variables macroéconomiques influencent mais ne suffisent pas à expliquer la transmission des mouvements boursiers. Par conséquent, Remolona (1991) soutient la proposition de King et Wadhvani (1990). Cependant, il convient de noter que les données trimestrielles utilisées pour l'étude ainsi que la méthodologie de régression simple peuvent induire des biais dans les résultats, elles limitent donc la portée de l'étude.

2.2 *Les changements structurels des paramètres de transmission de la volatilité*

Les périodes couvertes par la plupart des études incluent des phases de fortes variations de l'ampleur des surprises de volatilité. Dans les articles précédemment citées, certains auteurs contrôlent les effets d'importants chocs de volatilité en

divisant leur échantillon temporel en plusieurs sous-échantillons, ou en excluant les dates de fortes fluctuations. L'étude d'Arshanapalli et Doukas (1993) analyse l'impact des périodes de fortes innovations, à partir des relations entre les cotations quotidiennes des titres des cinq marchés boursiers les plus importants, de 1980 à 1987 d'abord, puis de 1987 à 1990. Ces relations sont traitées par la méthode de la co-intégration. Les résultats montrent qu'à l'exception du marché japonais, les co-mouvements internationaux de prix ont significativement changé à partir du crash de 1987. Avant cette date, les marchés boursiers français, anglais et allemand ne sont pas liés au marché américain tandis qu'après la crise, les trois marchés européens sont fortement intégrés au marché américain. Cette observation est contraire aux conclusions de Eun et Shim (1989) qui, à l'aide d'une méthode VAR, suggère l'existence d'une forte relation d'interdépendance entre les mêmes marchés financiers pour la période de 1980 à 1985. Arshanapalli et Doukas (1993) examinent également les relations de long terme des séries chronologiques et leur processus d'ajustement dynamique. À cette fin, ils testent le modèle de correction d'erreur selon lequel les variations à court terme des rendements d'une série sont fonction des variations à court terme des rendements d'une autre série et de l'erreur d'ajustement de la période passée. L'influence unilatérale du marché américain sur les marchés boursiers européens est confirmée et le marché japonais ne semble être intégré avec aucun des marchés de l'échantillon, pourtant, les études postérieures contredisent ces conclusions et tendent à prouver l'interdépendance internationale des mouvements de prix. Finalement, Arshanapalli et Doukas (1993) met en évidence l'existence de changements structurels des co-mouvements internationaux de prix survenant aux périodes d'importantes innovations. À ce sujet, Benneth et

Kelleher (1988) présentent des conclusions plus nuancées : de 1972 à 1979 et de 1980 à 1987, ils prouvent que la transmission de mouvements de volatilités entre les marchés japonais, allemand et américain est liée aux variations de corrélation des prix des titres boursiers. Ils montrent également que la relation entre la volatilité et la corrélation se renforce entre 1970 et 1983 bien que les mouvements de transmission de volatilité internationaux conservent la même ampleur. À partir de ces relations statistiques, les auteurs prévoient les prix et niveaux de volatilité quotidiens du mois d'octobre 1987 et en les comparant aux niveaux observés, ils concluent que le crash boursier a amplifié les transferts de volatilité déjà existants, certainement suite à un vague de panique internationale. Selon Benneth et Kelleher (1988), les périodes de grandes fluctuations des mouvements de volatilité boursière engendrent des augmentations substantielles des corrélations des prix. L'étude porte sur plus d'une décennie de cotations quotidiennes et permet par conséquent d'interpréter les mouvements boursiers de long terme. Roll (1989) montre que les problèmes économétriques de Benneth et Kelleher (1988) entraînent la sous-estimation des prix et volatilités des titres en 1987 et donc des conclusions erronées. En outre, les mécanismes de transmission de la volatilité étant dynamiques, il est probable que la structure de transmission ait évolué depuis les années 1980.

2.3 *La structure asymétrique de la transmission des innovations*

Si le phénomène de transmission de la volatilité est largement admis, peu de ses mécanismes ont déjà été identifiés. C'est pourquoi Booth et Koutmos (1995) proposent de tester si la quantité (taille) et la qualité (signe) des innovations

déterminent le degré de leur propagation internationale. À partir des cotations d'ouverture à fermeture des marchés de New-York, de Londres et de Tokyo, les auteurs utilisent une modélisation EGARCH (Exponential Generalized Autoregressive Conditionally Heteroscedasticity) multivarié qui permet d'expliquer simultanément les rendements et la variance des séries de prix. La volatilité des rendements est fonction de la persistance de la volatilité d'une période à l'autre et des innovations passées standardisées nationales et étrangères. En comparant les modélisations EGARCH univariée et multivariée, Booth et Koutmos (1995) aboutissent au rejet de la spécification EGARCH univarié. Le modèle multivarié semble par ailleurs être une bonne représentation des interactions des trois marchés. En effet les résidus standardisés ne présentent pas de dépendance linéaire ou non-linéaire et l'hypothèse de constance des coefficients de corrélation des rendements est validée. En effectuant un test de changement structurel sur les crash boursiers, l'étude montre que les marchés sont devenus plus interdépendants puisque depuis 1987 ; les nouvelles émanant des États-Unis ne sont plus l'unique source de transmission de volatilité, la propagation des innovations japonaises étant particulièrement significative. Finalement, le principal résultat de Booth et Koutmos (1995) est que les transmissions d'innovations négatives sont plus importantes que les transmissions d'innovations positives, les auteurs prouvent donc l'existence d'une asymétrie de la structure de transmission de la volatilité que la méthode EGARCH permet de modéliser efficacement. Booth et Koutmos (1995) confirment la théorie des « meteor Showers » de Engle et al. (1990) qui montrent que dans les marchés des changes, les nouvelles suivent un processus semblable à celui d'un météore qui apparaît sur un marché boursier puis dévie immédiatement

3. Les canaux de transmission des mouvements de prix et de volatilité

Les caractéristiques politiques, économiques et financières propres aux pays émergents, et en particulier leur instabilité structurelle, représentent une source de volatilité des prix plus importante que dans les pays développés. Par conséquent, la propagation internationale des innovations des titres boursiers des marchés émergents peut transiter par des canaux spécifiques à ces pays.

3.1 *Le degré de développement des marchés boursiers*

La littérature concernant la transmission des turbulences boursières couvre principalement les marchés les plus développés. Or comme les marchés émergents sont caractérisés par une forte volatilité associée à de hauts rendements ainsi que par une grande instabilité, les interactions dynamiques des mouvements boursiers dans ces marchés constituent un champ d'étude spécifique. Dans ce domaine, To et Assoé (1996) analysent la structure de dépendance et d'interactions dynamiques entre les marchés boursiers nord-américains et neuf pays émergents d'Amérique Latine, d'Asie et d'Afrique. Cet échantillon ne permet pas de contrôler pour le facteur géographique ni pour le facteur d'intégration économique. Outre l'analyse des transferts de mouvements de prix et de rendements moyens à court et à long terme, les auteurs effectuent des tests GARCH de transmission de volatilité sur des séries chronologiques d'indices mensuels, de 1975 à 1992. Les résultats de cette procédure en deux étapes montrent que, contrairement aux innovations mexicaines et canadiennes, les surprises de volatilité du marché des États-Unis affectent en

général négativement la volatilité conditionnelle des marchés émergents. Comme cette étude évalue également les réactions des marchés émergents à un choc apparu sur le marché mexicain, elle constitue un premier test de transmission des innovations entre marchés dits « émergents ». Or d'après To et Assoé, l'hypothèse d'absence de transmission des surprises de volatilité du marché mexicain vers les volatilités conditionnelles des huit autres marchés émergents est rejetée, en dépit de la proximité géographique. La faible fréquence des données utilisées pourrait cependant occulter certains mécanismes de transfert ; de plus, la méthodologie en deux étapes entraîne des erreurs de mesure liées à l'utilisation du carré des résidus comme variable explicative. Enfin, des changements structurels se sont probablement produits sur une période d'étude aussi longue, comme l'ont conclu des auteurs tels Liu et Pan (1997). Ces derniers examinent les mécanismes de transmission des rendements et de la volatilité des marchés boursiers développés (Japon et États-Unis) sur les prix et la volatilité des indices de quatre marchés boursiers émergents d'Asie du sud : Hong Kong, Singapour, Taiwan et la Thaïlande. Liu et Pan (1997) recourent à la même spécification GARCH que To et Assoé (1996) : ils utilisent le carré des erreurs des équations d'explication des rendements comme approximation des chocs de volatilité. Liu et Pan (1997) effectuent un test de changement structurel à partir de la crise boursière de 1987 pour tester la proposition de King et Wadhvani (1990), soit l'existence d'un effet de contagion boursière dans un contexte de grande volatilité. Leurs résultats révèlent que la structure de transmission des innovations sur les prix et sur les volatilités conditionnelles est instable et que les paramètres de contagion ont significativement augmenté après 1987, ceux-ci corroborent par conséquent

l'hypothèse de King et Wadhvani (1990). Le transfert des surprises de volatilité émanant du marché américain est cependant plus significatif que celui provenant du marché japonais ; ce qui invalide l'hypothèse de l'influence de la proximité géographique et de l'intégration économique énoncée par Koch et Koch (1991). Par ailleurs, les marchés boursiers thaïlandais et taiwanais s'étant ouverts aux investisseurs étrangers au cours de la période d'étude, les auteurs montrent que la libéralisation des marchés boursiers intensifie la transmission internationale des mouvements de volatilité et non des mouvements de prix.

À l'instar de To et Assoé (1996), Wei et al. (1995) traite la question des transmissions de prix et de volatilité entre les marchés développés et les marchés émergents. Ils utilisent néanmoins des données boursières de la même fréquence qu'Hamao et al. (1990) : rendements d'indices intra-journaliers ouverture-fermeture (open-to-close) et fermeture-ouverture (close-to-open) de New York, Tokyo, Londres, et des marchés émergents de Taiwan et de Hong Kong. Bien que la méthodologie soit similaire à celle utilisée par Liu et Pan (1997), Wei et al. (1995) testent distinctement la transmission internationale des mouvements de prix et la transmission internationale des innovations. Contrairement aux résultats d'Hamao et al. (1990), aucun mécanisme de transmission des rendements d'ouverture-fermeture n'est significatif, Wei et al. (1995) concluent que les prix d'ouverture des marchés boursiers reflètent toute l'information disponible et que depuis l'étude d'Hamao et al., les marchés ont évolué vers plus d'efficience. En prenant en compte l'asynchronisme des transactions boursières, ils soulignent la présence de transferts de mouvements de prix unidirectionnels des pays développés vers les pays émergents à l'exception de la relation Hong Kong-Londres. Bien que

la bourse de Taiwan impose plus de restrictions aux investissements étrangers, elle semble plus influencée par les marchés étrangers que Hong Kong dont la monnaie est à parité fixe fixée avec le dollar américain. Ainsi, contrairement à Liu et Pan (1997) et à Ng et al. (1991), Wei et al. (1995) ne confirment pas l'hypothèse de l'impact des barrières à l'investissement sur les mécanismes de transmission de la volatilité. Ils expliquent cette observation par la similarité des structures industrielles de Taiwan, du Japon et des États-Unis mais ne testent pas cet argument. Ces résultats surprenants au vue de la recherche empirique déjà effectuée dans ce domaine pourraient cependant s'expliquer par l'horizon temporel limité de l'étude (1 août 1991 au 31 décembre 1992).

Song et al. (1998) se penchent sur les nouveaux marchés boursiers de Shanghai et de Shenzhen ouverts respectivement en 1990 et en 1991, et sujets à des risques d'inefficience. Ils examinent la dynamique de la relation rendement-volatilité des titres boursiers transigés sur ces deux marchés de 1992 à 1996 et utilisent la spécification GARCH pour tester la présence de transmission de volatilité bidirectionnelle d'un marché à l'autre. Ils montrent ensuite que le processus GARCH ainsi estimé représente un modèle efficient de prédiction de la volatilité des rendements sur un horizon d'un mois. L'information contenue dans la prédiction de la volatilité permet de prévoir les rendements futurs sous l'hypothèse que les rendements sont une fonction positive du risque. Song et al. (1998) soulignent la validité du modèle GARCH dans l'étude des mouvements de prix et de volatilité des titres des nouveaux marchés boursiers et encore peu efficients. Compte tenu du choix des marchés boursiers testés, les résultats de Song et al. (1998) ne sont pas influencés par les variables d'intégration économique,

de structure industrielle, et de barrières à l'investissement, ils traduisent donc fidèlement les mécanismes de transmission de mouvements boursiers en milieu peu efficient.

3.2 *L'intégration financière des marchés boursiers*

Les innovations se propagent-elles par l'intermédiaire des investissements à l'étranger ? Si tel est le cas, le degré d'ouverture financière des marchés boursiers constitue un canal de transmission des innovations. En effet, l'ampleur et la structure des flux financiers internationaux dépendent directement de la libéralisation des transactions financières ainsi que de l'harmonisation internationale des réglementations fiscales. Afin de traiter cette question, Rogers (1994) analyse l'impact des barrières à l'investissement sur la transmission des chocs de volatilité aux mouvements de prix, entre les marchés développés et les marchés émergents. À l'aide des cotations quotidiennes des indices boursiers de quatre pays développés (Japon, Allemagne, Royaume-Uni et États-Unis) et de trois pays de chacun des blocs émergents d'Amérique Latine et d'Asie de 1986 à 1988, Rogers (1994) contrôle également l'impact structurel de la crise boursière de 1987 mis en évidence par Arshanapalli et Doukas (1993). L'horizon temporel de l'étude est donc divisé en trois sous-périodes, soit avant, pendant et après le crash boursier. Comme Eun et Shim (1989), Rogers applique la méthode VAR sur les trois groupes de pays pour les trois différentes périodes. Il montre que les mouvements de prix se transmettent majoritairement vers les marchés émergents qui ne contrôlent pas les flux de capitaux. En simulant des chocs de volatilité américains et japonais d'un écart-type sur tous les marchés, Rogers confirme que seuls les rendements d'indices

de pays n'ayant pas de barrières à l'investissement (Chili et Thaïlande) sont affectés. Or durant le crash boursier, l'augmentation de la volatilité des rendements rend la diversification internationale plus utile et les investissements dans les marchés émergents plus importants. Rogers émet l'hypothèse que ces investissements ont entraîné des transmissions de volatilité dans les marchés émergents sans barrières (faibles frais de transaction) et une augmentation de la prime de risque des titres des marchés émergents fermés, cotés par les « closed-end country funds ». Par ailleurs, cette étude montre que la structure de transmission de mouvements de prix entre marchés boursiers développés s'est renforcée dans le temps. L'impact des barrières à l'investissement est analysé uniquement à travers les mécanismes de transmission des innovations aux prix et non à la volatilité boursières. Finalement, l'utilisation d'une spécification GARCH permettrait d'affiner les résultats obtenus par Rogers (1994) à l'aide d'un modèle VAR qui ne prend pas en considération les variations de la variance.

Ng et al. (1991) examinent le rôle des investissements internationaux dans la structure de transmission de la volatilité entre les indices boursiers des cinq marchés suivant : États-Unis, Corée, Thaïlande, Taiwan et Japon. Comme les quatre pays asiatiques comptent les États-Unis parmi leurs partenaires commerciaux principaux, les auteurs supposent que les variables macroéconomiques de leurs marchés sont affectés par les variations des indices macroéconomiques du marché américain. De plus, le marché américain est le dernier marché boursier international à fermer avant l'ouverture des marchés asiatiques. Ainsi, si l'arrivée de nouvelles économies affecte la volatilité du marché américain, les agents rationnels des marchés devraient importer ces

innovations dès l'ouverture des marchés asiatiques ; en revanche si l'observation des prix n'est pas un canal de transmission de la volatilité suffisant et requiert la possibilité d'effectuer des investissements internationaux, les innovations devraient se propager uniquement dans les pays qualifiés par les auteurs de « libéralisés » (Corée et Taiwan). L'horizon temporel de l'étude s'étend de 1985 à 1987, au cours de cette période, les marchés japonais et taiwanais subissent des ajustements politiques destinés à faciliter les investissements étrangers. Ng et al. (1991) appliquent une spécification de type ARCH aux cinq séries de cotations quotidiennes des indices boursiers ; ils estiment le modèle en incluant et en excluant la période du crash de 1987 et en testant des changements structurels sur les marchés libéralisés du Japon et de Taiwan. Les résultats mettent en évidence l'impact de l'ouverture aux investissements internationaux dans la structure de transmission de la volatilité, ce qui corrobore les conclusions de Liu et Pan (1997) mais s'oppose aux résultats de Wei et al. (1995). Ng et al. (1991) ne tiennent cependant pas compte de la structure asymétrique de la transmission de la volatilité, mise en évidence par Hamao et al. (1990).

3.3 *L'intégration macroéconomique des places financières*

Deux pays intégrés économiquement peuvent présenter des similitudes quant à leur structure économique ou, au contraire, se compléter par des activités d'échanges. Afin d'analyser les effets financiers de cette intégration économique, Roll (1992) examine le rôle de la structure industrielle des entreprises listées sur les marchés boursiers dans les transmissions de volatilité internationale. À partir des cotations quotidiennes de 24 indices boursiers internationaux de 1988 à 1991, Roll

montre d'abord que la volatilité des indices est une fonction positive de leur concentration industrielle. Il effectue ensuite un système de régressions simultanées des rendements de chaque indice sur les poids de chaque secteur industrielle dans l'indice, afin de trouver des indices industriels internationaux. Les systèmes de régressions sont pondérés par la capitalisation boursière des marchés ; Roll obtient ainsi pour chaque pays, un ensemble d'indices industriels des marchés étrangers. En régressant la série de rendements boursiers de chaque pays sur ces indices, il observe que les indices industriels étrangers expliquent une part importante des fluctuations boursières des marchés. Additionnés à l'effet des variations du taux de change du dollar, ils expliquent presque 50% de la volatilité des rendements d'un pays convertis en dollars. Roll (1992) obtient des conclusions équivalentes en utilisant une spécification GARCH. De plus, les résultats de Roll indiquent qu'une part importante de la structure de corrélation internationale est justifiée par la similitude des structures industrielles des pays et par des facteurs tels la proximité géographique. Ces résultats ne prouvent cependant pas que la structure industrielle est un des mécanismes de transmission de mouvements de prix boursiers. L'étude de Roll ne traite cependant pas de l'impact de ce facteur sur les transmissions internationales de volatilité.

Pour étudier l'effet de l'intégration économique sur les mécanismes de transmission de prix et de volatilité, Booth et al. (1997) adoptent une autre approche et se placent au sein d'un environnement boursier intégré financièrement, économiquement et géographiquement. Ils veulent en effet évaluer la possibilité de créer un marché boursier conjoint aux marchés scandinaves. Ces pays qui constituent un bloc géographique présentent en effet des différences minimales dans

les trois points dégagés par Roll (1992). Régis par des systèmes de taux de change similaires, ils coopèrent activement dans les domaines économique et commercial ; ils ont de plus les mêmes principaux partenaires commerciaux étrangers (États-Unis, Royaume Uni, Allemagne). Par ailleurs, les quatre pays scandinaves se concertent fréquemment afin d'harmoniser leurs réglementations et lois financières et fiscales. Booth et al. (1997) utilisent les prix des indices boursiers des marchés scandinaves de 1988 à 1994 et leur appliquent un modèle EGARCH multivarié qui tient compte de l'asymétrie de la structure de transmission mise en évidence par Booth et Koutmos (1995). Les résultats indiquent que la transmission des mouvements de prix et de volatilités est peu significative et que les relations de transmission mises en évidence sont unilatérales. De plus, les prix et leur volatilité sont des fonctions linéaires de leur valeur passée, d'après Booth et al. (1997), cette observation traduit soit une forme d'inefficience du marché, soit un manque de liquidité des marchés car les titres qui composent les indices sont faiblement transigés. Ils notent également que, conformément aux résultats de Remolona (1991) et de Roll (1990), ces relations apparaissent surtout entre pays liés économiquement et culturellement de longue date. Par ailleurs, l'hypothèse d'asymétrie de la structure de transmission de la volatilité énoncée par Booth et Koutmos (1995) est confirmée pour l'ensemble des marchés scandinaves. Dans ce bloc géographique, l'harmonisation des réglementations ne conduit pas nécessairement à l'intégration des marchés, une fusion directe des marchés ou une politique autorisant les maisons de courtage à transiger à l'étranger constitueraient de nouveaux canaux de transmission des prix et de la volatilité à tester. Ces conclusions s'opposent aux études antérieures (Koch et Koch (1991), Koutmos

(1996)) qui ont montré l'influence des blocs géographiques, économiques et commerciaux dans la structure des mécanismes de transmission des mouvements boursiers. Dans le champ d'études traitant de la structure de transmission des mouvements boursiers, Booth et al. (1997) proposent une synthèse de l'ensemble des résultats empiriques. En effet cette étude prend en compte les caractéristiques de données en séries chronologiques ainsi que l'effet d'asymétrie de la transmission via le choix de la méthodologie, tout en contrôlant l'effet significatif de certaines variables (coordination des politiques financières, proximité géographique, similitude des structures industrielles) sur la structure de transmission des mouvements de prix et de volatilité boursiers.

Koutmos (1996) examine les effets de transmission de prix et de volatilité au sein d'une zone financière intégrée, constituée des quatre principaux marchés boursiers européens : France, Allemagne, Italie, Royaume-Uni. Koutmos recourt à la même spécification EGARCH que Booth et al. (1997) et utilise les cotations boursières quotidiennes des indices boursiers des quatre marchés de 1986 à 1991. Les résultats de l'étude de Koutmos montrent que les mouvements des prix des indices sont interdépendants et qu'aucun d'entre eux ne joue un rôle prépondérant de producteur d'information. Les volatilités des quatre indices boursiers interagissent également car les innovations apparaissant sur chacun des marchés influencent les variances conditionnelles des indices étrangers. Conformément à l'hypothèse de Koch et Koch (1991), la proximité géographique et l'intégration économique influencent ainsi les relations dynamiques des prix et de la volatilité des titres boursiers, cette observation s'oppose aux résultats de Booth et al. (1997) qui effectuent le même test au sein des marchés scandinaves. Le réseau de

transmission des innovations mis en évidence par Koutmos (1996) est caractérisé par une importante asymétrie, à l'exception des innovations issues du marché boursier français : les mauvaises nouvelles ou innovations négatives ont plus d'impact sur la volatilité des indices boursiers étrangers que les bonnes nouvelles ou innovations positives, ce qui corrobore le résultat de Booth et Koutmos (1995). D'autre part, le modèle EGARCH multivarié utilisé par Koutmos (1996) corrige l'hétéroscédasticité présente dans les séries chronologiques de rendements puisque les résidus de la régression de ce modèle ne présentent plus de dépendance linéaire. De plus, les corrélations des rendements décrites par ce modèle sont inférieures aux corrélations calculées sans tenir compte des risques d'hétéroscédasticité. Koutmos en conclut que le fait de traiter les données boursières à l'aide de modèles de type ARCH permet d'évaluer correctement les possibilités de diversification des portefeuilles. Afin de décrire le plus fidèlement le processus dynamique des rendements et de la volatilité des titres boursiers, cette étude adopte le protocole expérimental de Koutmos (1996). Par sa précision méthodologique et par le choix méthodique de son échantillon, ce dernier constitue le point de départ de la réflexion et du traitement de notre problématique.

III. MÉTHODOLOGIE

1. Les hypothèses testées

Cette étude se propose de tester la transmission des rendements et de la volatilité non-attendue des indices boursiers des marchés émergents entre eux et vers les marchés développés, et le cas échéant, la structure de transmission de ces mouvements de prix et de volatilité des titres boursiers. Les études empiriques déjà réalisées sur le sujet suggèrent l'existence de cet effet de transmission entre les marchés développés et des les marchés développés vers les marchés émergents.

La première hypothèse testée (*hypothèse 1*) concerne la transmission des rendements et de la volatilité des indices boursiers des marchés émergents entre eux et sur les places boursières développées. Nous anticipons donc que les paramètres associés aux rendements des marchés boursiers émergents et à leur volatilité sont significativement non nuls dans la fonction d'explication des rendements et des volatilités des indices boursiers des marchés étrangers développés et émergents.

La seconde hypothèse (*hypothèse 2*) stipule l'existence d'une asymétrie dans la structure de transmission des mouvements des prix et de la volatilité entre les marchés émergents et les marchés développés. Mis en évidence par Booth et Koutmos (1995), cet effet de levier implique que la transmission des mauvaises nouvelles ou innovations négatives est amplifiée comparativement à la transmission des bonnes nouvelles ou innovations positives. Nous testons cet effet non seulement pour les transmissions d'innovations sur un même marché mais aussi pour les transmissions d'innovations croisées entre les différents marchés.

Cette étude teste également l'hypothèse d'Arshanapalli et Doukas (1993) selon laquelle la structure de transmission des moments des titres boursiers est modifiée par des périodes de forte volatilité des prix (*hypothèse 3*). Le modèle d'explication des prix et de la volatilité des indices boursiers est donc estimé sur l'ensemble de la période de l'échantillon, puis sur deux sous-périodes, soit du 1^{er} janvier 1993 au 15 octobre 1997 (sous-période 1) et du 16 octobre 1997 au 31 décembre 1998 (sous-période 2). L'observation de nos données suggère en effet qu'à partir de cette date, les indices boursiers des marchés de notre échantillon subissent une importante volatilité et que les prix boursiers commencent à chuter. Ce découpage de l'horizon temporel de notre échantillon permet de tester l'effet de la crise boursière internationale d'octobre 1997 sur la structure de transmission des mouvements boursiers. Nous anticipons une confirmation de l'hypothèse de changement structurel ; en outre, à l'instar des résultats de Karolyi (1995) les paramètres de transmission de volatilité sont supposés plus faibles après la crise boursière.

La validité du modèle EGARCH multivarié pour décrire la dynamique des mouvements des marchés boursiers étudiés ainsi que les hypothèses qui le soutiennent seront également évaluées. À cette fin, l'hypothèse 4 suppose la normalité de la distribution des résidus de la régression du système EGARCH (*hypothèse 4*). Par ailleurs, l'hypothèse de corrélation constante des rendements est examinée à l'aide d'un test statistique de Ljung-Box ; en effet si cette hypothèse est vérifiée, les résidus de la régression du système EGARCH multivarié ne sont pas corrélés entre eux.

Tableau 1 : LES HYPOTHÈSES TESTÉES

Problématique : la structure de transmission des rendements et des innovations des indices boursiers des marchés émergents et des marchés développés.	
Hypothèse 1	Présence d'effets de transmission des mouvements de prix et de volatilité boursiers
Hypothèse 2	Asymétrie de la structure de transmission des innovations
Hypothèse 3	Changement de la structure de transmission provoqué par la crise boursière de 1987
Hypothèse 4	Validité du modèle EGARCH multivarié pour décrire les mouvements de prix et de volatilité boursiers

2. Description des données

2.1 Les données boursières utilisées

Les données utilisées sont les cotations quotidiennes des indices boursiers de Morgan Stanley Capital International (MSCI) pour chacun des six marchés boursiers suivants : Mexique, Argentine, Brésil et Chili pour les marchés émergents et Canada et États-Unis pour les marchés développés. Les indices composés par Morgan Stanley sont accessibles à partir de la banque de données financières Datastream ; ils représentent chacun environ 60% de la capitalisation boursière du marché désigné. La composition des indices MSCI présente l'avantage d'être standardisée, les biais de définition sont donc réduits ; en outre, ils sont convertis en

devise américaine au taux de change historique². Les indices MSCI utilisés dans cette étude sont exprimés en dollar américain du 1^{er} janvier 1993 au 31 décembre 1998, soient 1565 données pour chaque marché boursier. En raison de la complexité de l'application de la méthodologie, deux groupes, de cinq pays chacun, ont été constitués : le groupe A composé des États-Unis, du Canada, de l'Argentine, du Chili et du Mexique, et le groupe B composé des États-Unis, du Canada, de l'Argentine, du Mexique et du Brésil³.

Les marchés boursiers américain, canadien, argentin, brésilien, chilien et mexicain se situent dans le même fuseau horaire, à quelques exceptions près que l'on considère comme négligeables. Nous ne tenons donc pas compte des problèmes liés à l'asynchronisme des heures de transaction. Les cotations d'indices boursiers utilisées sont celles de fermeture à fermeture pour examiner l'impact des innovations apparues sur les marchés boursiers étrangers le jour précédent, soit au temps $t-1$ sur les rendements boursiers du marché national au temps t .

Les tests sont effectués sur les rendements quotidiens des indices boursiers exprimés en pourcentage et calculés comme suit :

$$R_t = 100 \times \log \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right)$$

où P_t est la valeur de l'indice au temps t en dollar américain.

² Convertir la cotation d'un titre financier d'un jour j au taux de change historique consiste à exprimer ce prix en devise étrangère en utilisant le taux de change en vigueur au jour j .

³ Il nous a été techniquement impossible d'estimer un système EGARCH avec plus de cinq séries de données.

2.2 *La description statistique des données*

Le tableau 2 présente des mesures statistiques relatives aux rendements quotidiens des indices boursiers des six marchés boursiers. Seul le rendement du marché américain est statistiquement différent de zéro (0,069%). La moyenne des rendements des marchés émergents n'est pas significativement différente de zéro mais la volatilité très importante de ces marchés suggère la présence de pics de rendements entre 1993 et 1998. Comme la médiane et la moyenne des rendements sont proches de zéro, on en déduit que les rendements extrêmes sont aussi négatifs que positifs. Les minima et maxima des rendements sont en effet pratiquement symétriques pour les marchés émergents, et atteignent des valeurs très élevées, soient -21,756% et 18,329% sur le marché mexicain, ce qui illustre bien l'instabilité financière des marchés boursiers émergents au cours de la période d'étude. Les marchés boursiers les plus volatils sont essentiellement ceux du Brésil, du Mexique et de l'Argentine tandis que l'écart-type des rendements du marché chilien (1,251) se rapproche de ceux du Canada (0,910) et des États-Unis (0,838). Les marchés les plus stables sont les marchés développés : de 1993 à 1998, le rendement de l'indice MSCI du marché américain se maintient en effet dans une zone variant de -6,967% à 4,859%. Ces caractéristiques des rendements des indices boursiers justifient l'intérêt des gestionnaires de portefeuille pour les hauts rendements des marchés émergents mais soulignent également le risque rattaché à ces placements.

Les coefficients d'asymétrie et d'excès d'aplatissement sont tous significativement différents de zéro. À l'exception du Chili, toutes les distributions des rendements des indices présentent des asymétries négatives. Les coefficients d'aplatissement indiquent une forte concentration dans les queues de la distribution,

soient dans les valeurs extrêmes de rendements. Cette distribution leptokurtique et asymétrique des rendements des titres boursiers est, par ailleurs, également documentée par Bollerslev et Engle (1993), et contribue à justifier notre approche méthodologique basée sur le processus EGARCH..

Les coefficients d'autocorrélation des rendements des indices MSCI montrent la présence d'une faible auto-corrélation des rendements. Ces coefficients varient fortement selon le retard du rendement, en revanche leur ampleur ne semble pas diminuer au fur et à mesure du temps passé, indiquant peut-être la non-stationnarité des rendements. Les rendements les plus auto-corrélés sont ceux du marché chilien où le coefficient d'autocorrélation d'ordre 1 s'élève à 0,245. À l'inverse, les rendements boursiers du marché américain sont les moins auto-corrélés de l'échantillon avec un coefficient d'auto-corrélation d'ordre 1 de 0,009. Les statistiques de Ljung-Box calculées pour 12 valeurs retardées de rendements pour chacun des marchés boursiers suggèrent la présence de corrélation linéaire des rendements des indices dans le temps. Ces relations de dépendance pourraient être dues à l'asynchronisme des transactions effectuées sur les titres boursiers qui composent les indices. Ainsi certaines actions pourraient ne pas être transigées chaque jour, en particulier sur les marchés peu liquides des pays émergents. Cette hypothèse est corroborée par la constatation que les statistiques Q de Ljung-Box sont particulièrement significatives sur les marchés émergents de l'échantillon. Les six statistiques de Ljung-Box calculées pour les séries chronologiques du carré des rendements boursiers dévient de la distribution chi-carrée de 12 degrés de liberté. Il existe par conséquent des relations non-linéaires dans les séries de rendements boursiers, prenant la forme d'une importante hétéroscédasticité dans ces données.

Les statistiques de Bera-Jarque permettent d'évaluer les déviations des distributions de rendements par rapport à la loi normale. Elles suivent une loi chi-carrée à deux degrés de liberté si l'hypothèse nulle spécifiant la normalité de la distribution est acceptée. Or pour les six marchés boursiers de l'échantillon, les statistiques Bera-Jarque indiquent que les six séries chronologiques de rendements boursiers ne sont pas distribuées selon une loi normale. Cette observation oriente notre méthodologie vers une spécification qui corrige ces déviations de la loi normale.

Le tableau 3 présente les coefficients de corrélation des rendements des indices boursiers entre eux. Ils soulignent tout d'abord la relation forte entre les rendements des marchés américain et canadien avec un coefficient de corrélation de 0,641. Les marchés émergents semblent en outre fortement corrélés entre eux, avec des coefficients de corrélation de 0,493 entre le Chili et l'Argentine, 0,567 entre le Brésil et l'Argentine et 0,579 entre le Mexique et l'Argentine. Les relations de corrélation entre les marchés développés et les marchés émergents sont surtout importantes entre le marché des États-Unis et celui de l'Argentine (0,441), suivie du Mexique (0,409) et du Brésil (0,357). Les rendements de l'indice boursier canadien sont moins liés avec ceux des marchés émergents et ne dépassent pas 0,374 (avec l'Argentine). En dépit des importantes relations économiques et financières des pays nord-américains avec le Mexique, les rendements de ces derniers n'affichent pas de corrélations particulièrement élevées. Le marché chilien présente la corrélation la plus faible avec les marchés boursiers développés américain (0,312) et canadien (0,305).

**Tableau 2 : LES STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES SÉRIES DE
RENDEMENTS BOURSIERS**

Statistiques descriptives des séries de rendements boursiers
exprimées en pourcentage des indices MSCI
des six marchés boursiers :
données quotidiennes du 1^{er} janvier 1993 au 31 décembre 1998.

<i>Marchés boursiers</i>	<i>États-Unis</i>	<i>Canada</i>	<i>Argentine</i>	<i>Chili</i>	<i>Mexique</i>	<i>Brésil</i>
Moyenne	0,069**	0,032	0,018	0,002	(0,023)	0,049
Écart-type	0,838**	0,910**	2,074*	1,251**	2,259*	2,703*
Médiane	0,044	0,058	0,034	0,000	0,000	0,000
Asymétrie	(0,662)**	(1,144)**	(0,174)**	0,286**	(0,223)**	(0,078)**
Aplatissement	8,926**	9,517**	5,832**	5,068**	16,239**	4,172**
Minimum	(6,967)	(8,122)	(14,524)	(6,226)	(21,756)	(13,717)
Maximum	4,859	5,231	13,782	8,699	18,329	17,063
Coefficients						
d'autocorrélation						
d'ordre 1	0,009	0,123	0,098	0,245	0,072	0,111
d'ordre 2	(0,006)	0,009	(0,034)	0,051	(0,013)	(0,012)
d'ordre 4	0,003	(0,037)	0,024	0,017	(0,008)	(0,011)
d'ordre 6	(0,045)	0,011	(0,027)	0,026	(0,026)	(0,085)
d'ordre 8	(0,014)	(0,067)	(0,059)	0,013	(0,038)	0,028
d'ordre 10	0,065	0,045	0,086	0,087	(0,004)	0,032
d'ordre 12	(0,012)	0,088	0,018	0,024	0,014	(0,015)
LB(12) R_t	21,300*	68,207**	42,909**	121,589**	38,508**	45,253**
LB(12) R_t^2	296,766**	321,768**	689,567**	600,800**	286,030**	637,171**
Statistiques de Bera-Jarque	5256,9 **	6186,3**	2201,4**	**1677,4	17043,7**	1123,15**

Note 1 : * et ** désignent les paramètres dont les statistiques T de Student sont significatifs à 10% et 5% de risque d'erreur, respectivement ;

Note 2 : les statistiques de Ljung-Box (LB) suivent des lois chi-carrées à 12 degrés de liberté sous l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation à 5% ($LB \geq 23,3$) et 10% ($LB \geq 21,0$) de risque d'erreur ;

Note 3 : les statistiques de Bera-Jarque suivent une distribution chi-carrée à deux degrés de liberté sous l'hypothèse nulle de normalité des rendements des titres boursiers à 5% ($BJ \geq 7,38$) et 10% ($BJ \geq 5,99$) de risque d'erreur ;

Note 4 : les valeurs négatives sont entre parenthèses.

**Tableau 3 : MATRICE DE CORRÉLATION DES SÉRIES DE
RENDEMENTS**

Matrice de corrélation des rendements quotidiens
des indices boursiers des six marchés boursiers de l'échantillon

	<i>États- Unis</i>	<i>Canada</i>	<i>Argentine</i>	<i>Chili</i>	<i>Mexique</i>	<i>Brésil</i>
<i>États-Unis</i>	1,000	0,621	0,441	0,312	0,409	0,357
<i>Canada</i>		1,000	0,374	0,305	0,349	0,288
<i>Argentine</i>			1,000	0,493	0,579	0,567
<i>Chili</i>				1,000	0,409	0,445
<i>Mexique</i>					1,000	0,485
<i>Brésil</i>						1,000

3. La modélisation des séries chronologiques des rendements et de la volatilité des indices boursiers

Les modèles simples de régression simples de type OLS reposent sur les hypothèses d'homoscédasticité et d'absence d'autocorrélation des termes d'erreur. Or les statistiques descriptives des données boursières de notre échantillon suggèrent la présence d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité dans les séries de rendements boursiers. En outre, comme indiquée dans le tableau 2, la distribution des rendements des indices boursiers de notre échantillon est leptokurtique et asymétrique et ne correspond pas à une distribution normale. Les résultats de Engle (1982) soutiennent ces observations en montrant que la variance des erreurs espérées des prix des titres n'est pas constante dans le temps et qu'elle varie en fonction des termes d'erreurs passées. Ainsi, l'information contenue dans les séries

chronologiques sous la forme de la variance des erreurs passées explique une part des erreurs actuelles ; la méthodologie proposée pour cette étude doit donc tenir compte de ces résultats.

3.1 Les modèles statistiques de type ARCH et GARCH

Engle et Kraft (1983) proposent un modèle de régression ARCH qui prend en compte la variabilité temporelle de la variance en fonction des rendements des erreurs passées ou innovations. Bollerslev (1986) généralise cette représentation de la variance en définissant la variance conditionnelle comme un processus ARMA (Autoregressive Moving Average). Cette généralisation conduit au modèle GARCH qui peut s'écrire comme suit :

$$y_t = \beta' x_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\varepsilon_t \approx v_t \sqrt{\sigma_t^2}$$

$$\varepsilon_t | \psi_t \approx N[0, \sigma_t^2]$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{k=1}^p \alpha_k \sigma_{t-k}^2 + \sum_{k=1}^q \delta_k \varepsilon_{t-k}^2 \quad (2)$$

où :

- y_t est la variable expliquée et x_t le vecteur de variables explicatives;
- β est le vecteur de paramètres associé au vecteur $x(t)$;
- α_0, α_k , et δ_k désignent respectivement la constante et les paramètres associés aux variables explicatives σ_{t-k}^2 et ε_{t-k}^2 de la variance conditionnelle σ_t^2 ;

- ε_t représente les résidus au temps t de la régression, ε_t suit une loi normale ;
- σ_t^2 représente la variance de ε_t au temps t , conditionnelle à l'information disponible au temps t et notée ψ_t ;
- v_t représente l'innovation standardisée; il s'agit d'un bruit blanc distribué identiquement et indépendamment (i.d.d) selon une loi normale centrée réduite.

Le modèle décrit est un processus de type GARCH (p,q) où p fait référence à la part autorégressive de la variance des résidus et q à la part de moyenne mobile (processus ARCH). Bollerslev et al. (1992) explique que, comparativement au processus ARCH, cette spécification décrit fidèlement la dynamique des séries chronologiques des rendements des titres boursiers ; elle est par conséquent plus performante et requiert moins de paramètres à identifier. De plus, Bekaert et Harvey (1997) montrent que les spécifications de type ARCH décrivent bien les caractéristiques de la volatilité des titres des marchés émergents. Ce modèle convient donc à la modélisation des séries chronologiques de rendements d'indices boursiers de marchés développés et émergents de notre étude.

3.2 *Test de la présence d'autoscédasticité*

Avant toute estimation, il convient de déterminer l'existence d'un processus ARMA dans les erreurs issues du modèle de régression des séries chronologiques de rendements boursiers et, le cas échéant, de déterminer l'ordre du processus

GARCH. Dans cette étude, nous suivons la procédure en trois étapes proposée par Engle (1982) pour évaluer la cohérence de la spécification ARMA choisie :

- À l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires, on estime les paramètres de la régression de chacune des cinq séries de rendements boursiers (y_t) sur les 4 rendements boursiers étrangers passés des groupes d'indices boursiers A et B (x_t). Les séries chronologiques de résidus ε_t de chaque régression sont sauvegardées.

$$y_t = \beta' x_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

- À l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires, on estime ensuite pour chaque marché boursier, la constante α_0 et les q paramètres δ_k de la régression du carré des résidus ε_t^2 sur la constante α_0 et q valeurs retardées de ε^2 .

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{q=12} \delta_k \varepsilon_{t-k}^2 \quad (4)$$

Cette procédure a été réalisée au sein des groupes d'indices boursiers A et B ; pour les marchés appartenant aux deux groupe, les résultats reportés dans le même tableau 4 sont identiques, à la troisième décimale près. Les variables explicatives du carré des résidus à l'instant t sont le carré des résidus retardés de une à douze périodes. Les résidus passés des cinq séries de rendements boursiers expliquent une faible part des résidus actuelles, le R^2 des régressions effectuées varie entre 1,06% (Argentine) et 2,37% (Canada). Les résultats montrent que chacune des séries chronologiques de résidus est expliquée par au moins un résidu passé. L'autoscédasticité est particulièrement présente dans les résidus de la régression des rendements canadiens. En effet, cinq des coefficients associés aux résidus passés

sont significativement différents de zéro. Ces résultats traduisent l'existence d'un effet ARCH faible dans les séries de rendements boursiers des indices mexicain et chilien, et plus prononcé dans les séries des rendements des indices américain, canadien et argentin. Par ailleurs, ces résultats suggèrent que certaines séries de rendements boursiers de notre échantillon suivent un processus ARCH d'ordre 11, d'autres d'ordre 10.

Les tests de présence d'effets ARCH à l'aide de la statistique TR^2 aboutissent aux mêmes résultats. Sous l'hypothèse nulle d'absence d'effet ARCH la statistique de test TR^2 , où T est le nombre d'observations et R^2 le pouvoir explicatif du modèle de régression de ε_t^2 , tend vers une loi chi-carré de degré de liberté q , soit 12. L'hypothèse nulle est rejetée pour le Canada, le Chili et le Mexique.

Ces résultats indiquent la nécessité d'utiliser un processus de type ARCH d'ordre très élevé (10 ou 11) pour décrire les séries de rendements boursiers de notre échantillon. Pour éviter de recourir à ce modèle complexe, nous introduisons la généralisation GARCH de Bollerslev (1986) dans notre approche méthodologique. Comme Bollerslev (1992) montre qu'un processus GARCH d'ordre (1,1) convient bien à la modélisation de la dynamique des titres boursiers, cette étude décrit la variance des rendements boursiers à l'aide d'une spécification de type GARCH d'ordre (1,1).

Tableau 4 : TEST DE LA PRÉSENCE D'EFFETS ARCH DANS LES SÉRIES DE RENDEMENTS BOURSIERS

Test de la présence d'effets ARCH dans les rendements boursiers des indices MSCI des six marchés boursiers

Estimation des paramètres de la régression (2) à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires

$$(3) \quad y_t = \beta' x_t + \varepsilon_t$$

$$(4) \quad \varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \sum_{k=1}^{q=12} \delta_k \varepsilon_{t-k}^2$$

<i>Coefficients</i>	<i>États-Unis</i>	<i>Canada</i>	<i>Argentine</i>	<i>Chili</i>	<i>Mexique</i>	<i>Brésil</i>
α_0	(0,003)	(0,002)	(0,002)	(0,000)	(0,003)	0,001
δ_{-12}	(0,011)	0,071**	0,023	(0,002)	0,049**	(0,027)
δ_{-11}	(0,007)	0,019	(0,025)	0,015	0,007	0,032
δ_{-10}	0,057**	0,052**	0,080**	0,078**	0,106**	0,024
δ_{-9}	0,005	0,005	0,025	0,006	(0,003)	0,030
δ_{-8}	(0,021)	(0,057)**	(0,058)**	0,016	0,037	0,016
δ_{-7}	(0,063)**	(0,043)**	(0,032)	0,018	(0,042)	0,001
δ_{-6}	(0,047)	0,011	(0,028)	0,009	(0,022)	(0,080)**
δ_{-5}	(0,009)	(0,033)	(0,011)	0,034	0,039	(0,038)
δ_{-4}	(0,010)	(0,037)	0,025	0,019	(0,010)	(0,000)
δ_{-3}	(0,046)**	0,078**	(0,026)	(0,046)**	0,033	(0,028)
δ_{-2}	(0,012)	(0,007)	(0,043)**	0,009	(0,026)	(0,020)
δ_{-1}	(0,005)	0,004	0,003	(0,001)	0,005	(0,004)
R² centré	1,29%	2,37%	1,72%	1,06%	1,98%	1,30%
TR²	20,08	36,81**	26,64**	16,40	30,78**	20,12

Note 1 : * et ** désignent les paramètres dont les statistiques t de Student sont significatifs à 10% et 5% de risque d'erreur, respectivement ;

Note 2 : la statistique TR² suit une distribution chi-carrée à douze degrés de liberté sous l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des résidus, à 5% (TR² ≥ 23,3) et 10% (TR² ≥ 21,0) de risque d'erreur ;

Note 3 : les valeurs négatives sont entre parenthèses.

4. La modélisation de la structure asymétrique de transmission de l'information : Le modèle EGARCH multivarié

4.1 La modélisation de la variance conditionnelle : le modèle EGARCH

Pour analyser la structure de transmission des moments des titres boursiers, nous proposons d'utiliser une variante du modèle GARCH, le modèle Exponential GARCH (EGARCH), à l'instar de Booth et Koutmos (1995), de Koutmos (1996) et de Booth et al. (1997). Introduit par Nelson (1991), ce modèle explique l'évolution de la variance conditionnelle par l'importance des erreurs passées et par le signe de ces erreurs, il décrit ainsi l'asymétrie de la structure de transmission des innovations : les innovations propres au marché et les innovations croisées ont des impacts asymétriques sur la volatilité des marchés étrangers ; cet effet de levier a effectivement été observé par Booth et Koutmos (1995). Dans le modèle EGARCH, la variance des rendements est modélisée comme suit :

$$\ln(\sigma_t^2) = \alpha + \sum_{k=1}^{\infty} \alpha_k g(v_{t-k}) + \lambda \ln(\sigma_{t-k}^2) \quad (5)$$

$$g(v_t) = \theta v_t + \gamma [|v_t| - E|v_t|] \quad (6)$$

Où :

α_k est le vecteur de paramètres associés à la fonction $g(v_{t-k})$;

γ est un paramètre constant, propre à chaque pays et associé à la déviation de $|v_{t,j}|$ par rapport à sa valeur attendue. Cette déviation entraîne une variance des erreurs de plus grande ampleur que dans le modèle GARCH classique.

$g(v_t)$ est la fonction asymétrique des innovations standardisées passées propres au marché i .

θ caractérise l'asymétrie de la structure de transmission ou « effet de levier ». Trois cas sont possibles :

- $\theta = 0$, une surprise positive ($v_{t-j} > 0$) a le même effet sur la volatilité ($\log \sigma_t^2$) qu'une surprise négative ($v_{t-j} < 0$) de même ampleur;
- $-1 < \theta < 0$, une surprise négative ($v_{t-j} < 0$) augmente plus la volatilité qu'une surprise positive ($v_{t-j} > 0$) de même ampleur;
- $\theta < -1$, une surprise positive ($v_{t-j} > 0$) réduit la volatilité ($\log \sigma_t^2$) tandis qu'une surprise négative ($v_{t-j} < 0$) de même ampleur l'augmente.

Comme le montrent les études de Booth et Koutmos (1995) et de Booth et al. (1997), ce modèle permet également de tester l'effet de persistance de la volatilité conditionnelle $\ln(\sigma_{t-1}^2)$ dans le temps, cet effet est capté par le paramètre λ .

4.2 *La modélisation simultanée de la structure de transmission des innovations : Le modèle EGARCH multivarié*

La version du modèle EGARCH présentée par Nelson (1991) est univariée et ne permet pas de représenter les interactions croisées des prix et des volatilités des indices boursiers. En d'autres termes, il ne permet pas de déterminer simultanément l'influence des rendements et des innovations de l'indice boursier du marché i sur le prix et sur la volatilité des indices des marchés boursiers j , avec $j = 1 \dots 5$ et $i \neq j$.

Booth et Koutmos (1995) les premiers, suivis de Koutmos (1996) et de Booth et al. (1997), ont utilisé une version multivariée du modèle de Nelson. Cette extension permet de tester les effets de transmission croisée de la volatilité (*cross*

market spillovers) en une seule étape et élimine ainsi les biais économétriques liés à la procédure d'estimation en deux étapes du modèle univarié. La version EGARCH multivariée permet également de tester la structure asymétrique de la transmission croisée de la volatilité, cet effet de levier croisé est, en effet, mis en évidence dans les études de Booth et al. (1997) et Koutmos (1996). Ces auteurs notent également que cette méthodologie améliore l'efficacité et la puissance des tests de transmission des prix et de la volatilité.

La version multivariée du modèle EGARCH permet donc de tester l'ampleur de la transmission intertemporelle des rendements et des innovations domestiques ou croisées d'une part, et la structure asymétrique de la propagation des innovations d'autre part.

À chaque période t , le système d'équations estimé est le suivant :

$$R_{it} = \beta_{i0} + \sum_{j=1}^5 \beta_{ij} R_{j,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$\sigma_{it}^2 = \exp \left[\alpha_{i,0} + \sum_{j=1}^5 \alpha_{i,j} g_j(v_{j,t-1}) + \lambda_i \ln(\sigma_{i,t-1}^2) \right] \quad (8)$$

$$g_j(v_{j,t-1}) = (|v_{j,t-1}| - E(|v_{j,t-1}|)) + \theta_j v_{j,t-1} \quad j = 1, \dots, 5 \quad (9)$$

$$\sigma_{ijt} = \rho_{ij} \sigma_{it} \sigma_{jt} \quad \begin{array}{l} i, j = 1, \dots, 5 \text{ et} \\ i \neq j \end{array} \quad (10)$$

Où :

R_{it} est le rendement en pourcentage à la date t pour le marché i ,
 $i=1 \dots 5$;

1=États-Unis, 2=Canada, 3=Argentine, 4=Chili, 5=Mexique dans le groupe 1
 et 4=Mexique, 5=Brésil dans le groupe 2 ;

$$\sum_{j=1}^{j=5} \beta_{ij} R_{j,t-1}$$

est la somme du rendement du marché i et des 4 rendements

étrangers, $j \neq i$ en pourcentage, retardés d'une période et

pondérés d'un paramètre β_{ij} à déterminer ;

ρ_{ij} représente le coefficient de corrélation des rendements boursiers des marchés i et j .

Nous faisons l'hypothèse que les coefficients de corrélation sont constants dans le temps. Cette hypothèse est restrictive dans le contexte instable des marchés financiers émergents. Bien que sa validité reste à évaluer lors de notre étude, elle a néanmoins été posée dans la plupart des textes empiriques relatifs à l'utilisation d'un modèle EGARCH multivarié (Booth et Koutmos (1995) et Booth et al. (1997)) puisqu'elle permet de réduire le nombre de paramètres à estimer.

4.3 L'estimation du modèle EGARCH multivarié

En raison de la présence d'hétéroscédasticité des prix des indices boursiers, les paramètres du modèle EGARCH sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance en spécifiant une fonction de distribution de $y(t)$ et donc de v_t . Nelson (1991) propose la distribution GED (Generalized Error Distribution de Harvey) (1981) qui inclut la distribution normale comme un cas particulier. Booth et Koutmos (1995) et Koutmos (1996) quant à eux, supposent une distribution normale de la variable expliquée tandis que Booth et al. (1997) suivent la spécification de Bollerslev (1987) et supposent que la distribution t de Student décrit de façon adéquate l'excès de kurtose qui caractérise les résidus. Dans notre

cas d'étude, nous suivons l'hypothèse de Koutmos (1996) en supposant une distribution normale des résidus.

L'estimation de la spécification EGARCH est par ailleurs moins contraignante que celle d'un modèle GARCH classique puisque l'équation (8) qui décrit le $\log \sigma_t^2$ garantit une variance positive sans aucune contrainte sur le signe des paramètres du modèle. Nelson (1991) montre également que cette spécification de la variance assure la stationnarité des variances et covariances du $\log \sigma_t^2$, de σ_t^2 et de ε_t à la condition (9) que

$$\sum_{j=1}^5 \alpha_j^2 < \infty \quad (11)$$

Les paramètres du modèle EGARCH multivarié sont ceux qui maximisent la fonction de vraisemblance $L(\Lambda)$: dans le cadre de notre étude, ils sont déterminés à l'aide du logiciel RATS (version 4.1) par la technique d'optimisation linéaire basée sur l'algorithme de Berndt, Hall, Hall et Hausman (1974).

La fonction de vraisemblance se présente comme suit :

$$L(\Lambda) = \sum_{t=1}^T l_t(\Lambda) \quad (12)$$

Avec

$$l_t(\Lambda) = -(1/2)(NT) \ln(2\pi) - (1/2) \sum_{t=1}^T \left(\ln |S_t| + \varepsilon_t' S_t^{-1} \varepsilon_t \right) \quad (13)$$

Où :

N est le nombre d'équations du système, soit 5;

T est le nombre d'observations utilisées, soit 1565;

Λ est le vecteur de paramètres à estimer de dimension (80*1). En effet, pour chacun des cinq marchés du groupe, on compte 6 paramètres associés à la transmission de rendements (équation 7), 6 paramètres associés à la transmission de la volatilité, un paramètre indiquant l'effet de persistance de la volatilité (équation 8) et enfin un paramètre estimant l'asymétrie de la structure de transmission de la volatilité (équation 9). Le vecteur Λ compte également l'estimation des dix coefficients de corrélation des séries de rendements.

ε_t' est le vecteur d'innovations au temps t , de dimension (5*1)

$$\varepsilon_t' = (\varepsilon_{1,t} \varepsilon_{2,t} \varepsilon_{3,t} \varepsilon_{4,t} \varepsilon_{5,t});$$

S_t est la matrice (5*5) de variance-covariance variant dans le temps, les éléments de la diagonale sont calculés par l'équation (8) et les éléments hors-diagonales par l'équation (10).

IV. PRÉSENTATION ET ANALYSE DES RÉSULTATS

1. Introduction

Les relations d'interdépendance des mouvements boursiers internationaux ont fait l'objet d'études empiriques de plus en plus précises. Les plus récentes d'entre elles se sont focalisées sur les transmissions des mouvements de prix et de volatilité des titres boursiers. Souvent, les méthodologies utilisées ne permettent pas de décrire les processus des rendements boursiers et les études qui recourent à leur description la plus complète par l'utilisation de modèles EGARCH multivariés se limitent aux marchés boursiers les plus développés. Plusieurs facteurs de transmission des mouvements boursiers ont déjà été mis en évidence, mais rares sont les analyses qui internalisent ces effets dans leur méthodologie. Le caractère relativement nouveau de ce champ d'études explique notre intérêt pour l'examen des structures de transmission des rendements et de la volatilité des titres boursiers des marchés émergents.

Aussi, cette étude se propose de tester la propagation des chocs de prix et de volatilité (*hypothèse 1*) à l'aide d'un modèle EGARCH qui prend en compte la structure asymétrique de la transmission (*hypothèse 2*). D'autre part, l'horizon temporel de l'étude test est divisé en deux sous-périodes afin de tester l'occurrence d'un changement structurel (*hypothèse 3*). Finalement, les tests effectués sur les résidus de l'estimation EGARCH multivariée permettent d'évaluer l'adéquation de cette spécification pour décrire les rendements boursiers des titres de l'échantillon (*hypothèse 4*).

2. La transmission des fluctuations des rendements des indices boursiers

Les tableaux 5a et 5b présentent l'estimation des paramètres du modèle EGARCH (1,1) multivariée respectivement pour le groupe A (États-Unis, Canada, Argentine, Chili et Mexique) et pour le groupe B (États-Unis, Canada, Argentine, Mexique et Brésil). Les paramètres estimés mesurent les relations d'interdépendance entre les rendements boursiers des indices du marché i et les rendements boursiers passés du même marché i et des marchés étrangers j , $j \neq i$ pour trois différentes périodes situées entre le 1^{er} janvier 1993 et le 31 décembre 1998.

2.1 La transmission des mouvements de prix des indices boursiers du groupe A

Les résultats du tableau 5a indiquent peu de relations significatives entre les rendements boursiers sur l'ensemble de la période considérée et donc peu d'interdépendances entre les marchés boursiers du groupe A. Les rendements du marché américain semblent influencer tous les indices boursiers étrangers à l'exception de l'indice argentin ; ils expliquent en particulier les rendements du marché mexicain avec un coefficient $\beta_{5,1}$ de 0,097. Ce résultat confirme l'hypothèse de Eun et Shim (1989) à propos de la prédominance du marché américain et de son rôle de meneur dans les mouvements boursiers internationaux. Par ailleurs, aucune relation significative n'apparaît entre les indices des États-Unis, du Canada et du Mexique : la coopération économique de ces pays au sein de l'ALENA (Accord Nord-Américain de Libre-Échange) n'influence donc pas l'interdépendance des rendements de leurs titres boursiers. Les rendements boursiers, canadien, chilien et

mexicain affichent une relation fortement auto-régressive avec des coefficients $\beta_{i,i}$ de l'ordre de 0,114 (Canada), 0,250 (Chili) et 0,145 (Mexique), cette observation est cohérente avec les coefficients d'autocorrélation présentés au tableau 1 qui indiquent une forte autocorrélation des rendements des indices canadien et chilien. Les autres marchés boursiers ne semblent pas influencer leur propre rendement boursier d'une période à l'autre.

L'examen de ces paramètres pour deux sous-périodes indique que la crise boursière d'octobre 1997 a modifié la structure d'interdépendance des rendements boursiers. En effet, avant octobre 1997, la transmission des rendements boursiers suit les tendances soulignées pour l'ensemble de la période : les rendements de l'indice américain influencent positivement tous les rendements boursiers étrangers, avec des coefficients $\beta_{i,1}$ variant de 0,092 pour le Chili à 0,119 pour le Mexique. Les rendements boursiers des indices canadien ($\beta_{2,2} = 0,125$), chilien ($\beta_{3,3} = 0,220$) et mexicain ($\beta_{5,5} = 0,174$) subissent les effets de persistance les plus importants de l'échantillon. À partir du crash boursier de 1997, l'indice boursier américain n'a plus de rôle significatif de meneur international, les mouvements de ses rendements sont transmis sur son propre marché ; en revanche, les rendements de l'indice boursier argentin expliquent une part des rendements du marché américain ($\beta_{1,3} = 0,101$) et du Mexique ($\beta_{5,3} = 0,295$). Il convient de noter ici qu'au cours de cette sous-période et malgré la crise de 1997, les États-Unis ont enregistré des taux de croissance économique très supérieurs à ceux des autres pays du groupe A, cette particularité pourrait expliquer que les mouvements des prix du marché américain, qui reflètent la santé économique du pays, n'affectent pas les marchés boursiers étrangers.

Les paramètres de transmission des rendements boursiers du groupe A montrent que les prix du marché américain influencent les marchés boursiers étrangers mais ils perdent ce rôle après la crise boursière de 1997. Ces paramètres sont toutefois estimés sur un horizon temporel relativement court (moins de quinze mois), déterminé par une forte instabilité boursière. Par conséquent, la structure de transmission des rendements boursiers qu'ils décrivent est caractéristique de la crise boursière de 1997 mais n'englobe pas la période post-crash boursier.

Tableau 5a : LA STRUCTURE DE TRANSMISSION DES MOUVEMENTS DE PRIX DES MARCHÉS BOURSIERS DU GROUPE A

Paramètres de l'équation (7) du système EGARCH multivarié estimés par la méthode du maximum de vraisemblance appliquée aux indices boursiers des marchés du groupe A.

$$(7) \quad R_{it} = \beta_{i0} + \sum_{j=1}^5 \beta_{ij} R_{j,t-1} + \varepsilon_{it}$$

$$(8) \quad \sigma_{it}^2 = \exp \left[\alpha_{i,0} + \sum_{j=1}^5 \alpha_{i,j} g_j(v_{j,t-1}) + \lambda_i \ln(\sigma_{i,t-1}^2) \right]$$

$$(9) \quad g_j(v_{j,t-1}) = (|v_{j,t-1}| - E|v_{j,t-1}|) + \theta_j v_{j,t-1} \quad j=1, \dots, 5$$

$$(10) \quad \sigma_{ijt} = \rho_{ij} \sigma_{it} \sigma_{jt} \quad i, j=1, \dots, 5 \text{ et } i \neq j$$

	<i>Marché boursier i</i>	<i>États-Unis</i>	<i>Canada</i>	<i>Argentine</i>	<i>Chili</i>	<i>Mexique</i>
$\beta_{i,0}$	période totale	0,051**	0,029	(0,003)	(0,015)	(0,002)
	sous-période 1	0,062**	**0,045	0,043	0,018	0,028
	sous-période 2	0,198**	0,062	0,021	(0,066)	0,014
$\beta_{i,1}$	période totale	0,044	0,092**	0,105	0,085**	0,097*
	sous-période 1	0,052	0,103**	0,167**	0,092**	0,119**
	sous-période 2	(0,217)**	(0,059)	(0,003)	0,094	0,206
$\beta_{i,2}$	période totale	0,006	0,114**	0,051	(0,023)	(0,055)
	sous-période 1	(0,018)	0,125**	0,027	(0,032)	(0,063)
	sous-période 2	0,109	0,055	(0,027)	(0,117)	(0,162)
$\beta_{i,3}$	période totale	0,009	(0,002)	0,020	0,006	0,034
	sous-période 1	0,005	(0,006)	0,035	0,021	0,028
	sous-période 2	0,101**	0,085	0,123*	0,007	0,295*
$\beta_{i,4}$	période totale	0,013	0,024	0,012	0,250**	0,041
	sous-période 1	0,008	0,009	(0,019)	0,220**	0,017
	sous-période 2	0,017	0,076	0,063	0,289**	(0,003)
$\beta_{i,5}$	période totale	(0,002)	0,009	0,140**	0,022	0,145**
	sous-période 1	(0,001)	0,009	0,152**	0,018	0,174**
	sous-période 2	0,021	0,015	0,014	0,040	(0,169)**

Note 1 : * et ** désignent les paramètres dont les statistiques t de Student sont significatifs à 10% et 5% de risque d'erreur, respectivement ;

Note 2 : Les valeurs négatives sont entre parenthèses.

2.2 *La transmission des mouvements de prix des indices boursiers du groupe B*

Les paramètres estimés de transmission des rendements au sein du groupe B sont présentés au tableau 5b et corroborent les résultats du groupe A. En effet, les mouvements des prix du marché américain sont significativement transmis aux marchés boursiers étrangers, à l'exception du marché brésilien. Ainsi, un accroissement du rendement de l'indice américain de 1 point augmente le rendement de l'indice mexicain de 0,096 points à la période suivante. À l'instar des résultats de l'estimation du système EGARCH multivarié pour le groupe A, ni les rendements des indices boursiers des pays constituant l'ALENA, ni ceux des deux marchés développés de l'échantillon ne présentent de relations d'interdépendance. D'autre part, les rendements des indices des trois marchés émergents et du Canada subissent un effet de persistance significatif, avec un coefficient $\beta_{5,5}$ particulièrement élevé pour l'indice mexicain (0,065). Contrairement aux résultats du tableau 5a, les paramètres de transmission associés à l'indice boursier argentin montrent que celui-ci est fortement influencé par les rendements boursiers des marchés américain ($\beta_{3,1} = 0,107$), mexicain ($\beta_{3,5} = 0,152$) et brésilien ($\beta_{3,5} = -0,046$). Le Brésil et l'Argentine appartiennent tous deux au bloc économique régional nommé MERCOSUR (Marché Commun du Cône Sud) qui réunit également l'Uruguay et le Paraguay. Malgré cette coopération économique, les fluctuations des rendements boursiers brésiliens sont transmis unilatéralement au marché argentin et réduisent les prix boursiers argentins (coefficient $\beta_{3,5}$ négatif). Ainsi, au sein des deux unions économiques de l'ALENA et du MERCOSUR, le marché boursier dont la capitalisation boursière est la plus importante semble influencer les rendements des marchés boursiers des autres pays membres. Par

ailleurs, les rendements du marché mexicain se transmettent également aux indices de tous les marchés boursiers émergents du groupe B, il existerait donc un réseau d'interactions des rendements boursiers entre ces marchés. Ce résultat n'était pas apparu significativement dans le groupe de marchés boursiers A.

Les paramètres de transmission obtenus entre les marchés boursiers présents dans les groupes A et B ne sont pas identiques, cette différence s'explique par un biais économétrique présent dans notre méthodologie. En effet, dans le modèle EGARCH, l'équation décrivant les rendements est sous-identifiée puisque toutes les variables explicatives des rendements ne sont pas spécifiées. Théoriquement, les rendements boursiers de l'ensemble des marchés internationaux devraient constituer le vecteur x_t , mais en pratique, les contraintes de programmation du système nous empêchent de considérer ce vecteur de variables explicatives.

Les paramètres de transmission des rendements entre les indices boursiers des marchés du groupe B sont également estimés pour les sous-périodes précédant, et suivant la crise boursière de 1997. L'estimation du modèle EGARCH appliqué aux données boursières de la seconde sous-période n'aboutit toutefois pas à une convergence vers des paramètres de transmission stables, nous ne disposons donc pas de résultats pour la période suivant la crise. Les mécanismes de transmission des rendements avant la crise boursière sont semblables à ceux observés sur l'ensemble de la période. Avant la crise boursière, les rendements américains et argentins n'ont toutefois pas d'influence sur les rendements étrangers si bien que seuls les rendements mexicains se propagent de façon prédominante sur les marchés émergents de l'échantillon. Ces résultats corroborent ceux du groupe A

puisque ni les rendements américains ni les rendements argentins n'ont d'influence majeure avant la crise boursière sur les deux groupes de marchés.

Tableau 5b : LA STRUCTURE DE TRANSMISSION DES MOUVEMENTS DE PRIX DES MARCHÉS BOURSIERS DU GROUPE B

Paramètres de l'équation (7) du système EGARCH multivarié estimés par la méthode du maximum de vraisemblance appliquée aux indices boursiers des marchés du groupe B.

$$(7) \quad R_{it} = \beta_{i0} + \sum_{j=1}^5 \beta_{ij} R_{j,t-1} + \varepsilon_{it}$$

$$(8) \quad \sigma_{it}^2 = \exp \left[\alpha_{i0} + \sum_{j=1}^5 \alpha_{ij} g_j(v_{j,t-1}) + \lambda_i \ln(\sigma_{i,t-1}^2) \right]$$

$$(9) \quad g_j(v_{j,t-1}) = (|v_{j,t-1}| - E|v_{j,t-1}|) + \theta_j v_{j,t-1} \quad j=1, \dots, 5$$

$$(10) \quad \sigma_{ijt} = \rho_{ij} \sigma_{it} \sigma_{jt} \quad i, j=1, \dots, 5 \text{ et } i \neq j$$

Marché boursier <i>i</i>		États-Unis	Canada	Argentine	Mexique	Brésil
$\beta_{i,0}$	période totale	0,057**	0,031	0,010	0,005	0,060
	sous-période 1	0,066**	0,042**	0,041	0,037	0,099**
$\beta_{i,1}$	période totale	0,034	0,085**	0,107*	0,096*	0,075
	sous-période 1	0,042	0,087**	0,122*	0,091	0,083
$\beta_{i,2}$	période totale	0,005	0,120**	0,026	(0,060)	(0,021)
	sous-période 1	(0,012)	0,139**	0,036	(0,056)	(0,070)
$\beta_{i,3}$	période totale	0,012	0,005	0,051*	0,056**	0,031
	sous-période 1	0,005	(0,003)	0,047	0,029	0,008
$\beta_{i,4}$	période totale	(0,005)	0,007	0,152**	0,152**	0,099**
	sous-période 1	(0,006)	0,006	0,164**	0,179**	0,134**
$\beta_{i,5}$	période totale	0,007	0,007	(0,046)**	(0,014)	0,065**
	sous-période 1	0,007	0,005	(0,039)**	(0,008)	0,087**

Note 1 : * et ** désignent les paramètres dont les statistiques t de Student sont significatifs à 10% et 5% de risque d'erreur, respectivement ;

Note 2 : Les valeurs négatives sont entre parenthèses.

3 La transmission des mouvements de volatilité des indices boursiers

Les tableaux 6a et 6b présentent les paramètres associés à la structure de transmission des chocs de volatilité (coefficients α) entre les rendements des cinq marchés boursiers du groupe A (tableau 6a) et du groupe B (tableau 6b). L'effet de persistance de la volatilité d'une période à l'autre est également rapportée (coefficient λ) ainsi que l'asymétrie de la transmission des innovations (coefficient θ).

3.1 *La propagation des chocs de volatilité des indices boursiers du groupe A*

Le tableau 6a montre que les coefficients de transmission des innovations, nationales et croisées sont pour la plupart significativement différents de zéro pour la période échantillonnale. Bien que la structure de transmission des mouvements de prix boursiers souligne le rôle de marché meneur, les mouvements de transmission des innovations semblent interdépendants entre les marchés. Sur l'ensemble de la période, les innovations de l'indice new-yorkais affectent négativement la volatilité de tous les indices étrangers, le plus touché étant l'indice mexicain ($\alpha_{5,1} = -0,110$), ces résultats corroborent ceux de To et Assoé (1996) quant à l'influence des innovations américaines sur les marchés émergents d'Amérique Latine. Réciproquement, la volatilité conditionnelle de l'indice américain croît lorsque les innovations canadiennes ($\alpha_{1,2} = 0,037$) et chiliennes ($\alpha_{1,4} = 0,066$) augmentent mais décroît lorsque les innovations mexicaines augmentent ($\alpha_{1,5} = -0,031$). Plus généralement, les surprises de volatilité des indices de prix des marchés émergents sont transmises aux variances conditionnelles des indices des marchés développés. La propagation de la volatilité ne semble pas être directement influencée par la

proximité géographique des pays nord-américains ou par leur coopération économique.

Les tests de significativité des coefficients de transmission des innovations montrent que les chocs de volatilité apparus sur les marchés émergents se propagent aux variances conditionnelles des indices de tous les autres marchés émergents. Or les quatre pays émergents de notre échantillon appartiennent à des blocs économiques différents : le Mexique est membre de l'Accord Nord-Américain de Libre-Échange (ALENA) et le Brésil et l'Argentine constituent le Marché commun du Cône Sud (MERCOSUR) avec l'Uruguay et le Paraguay. En outre, ces pays n'ont pas les mêmes partenaires commerciaux : le Mexique effectue principalement du commerce avec les États-Unis tandis que le Brésil et l'Argentine ont des relations commerciales privilégiées. Le commerce du Chili est quant à lui principalement tourné vers l'Asie, et dans une moindre mesure, vers l'Argentine et les États-Unis. Finalement, la structure industrielle de ces pays présente des similarités : leur économie est basée sur un secteur primaire important, bien que l'agriculture de chacun de ces pays soit spécialisée dans des produits différents : par exemple l'Argentine dans la culture bovine et le Brésil dans la culture du café et du cacao. En revanche, les secteurs industriels des quatre pays émergents sont centrés sur les mêmes industries de transformation des produits agricoles et naturels, la métallurgie et la chimie ; le secteur industriel brésilien est cependant le plus avancé grâce à une importante industrie de biens d'équipements⁴. Par conséquent, les pays émergents du groupe A partagent essentiellement leur structure industrielle et leur degré de développement économique qualifié d'« émergent » par la Banque

⁴ Informations disponibles dans le World Factbook édité par la Banque Mondiale : <http://www.odci.gov/cia/publications/factbook>

Mondiale. Ainsi, l'un des canaux de transmission des chocs de volatilité observé au sein des marchés émergents du groupe A pourrait être la structure industrielle tel que l'a proposé Roll (1992) ou le niveau de développement des systèmes économique et financier.

Au-delà des transmissions croisées d'innovations, on note également que pour l'ensemble de la période, les surprises de volatilité des indices boursiers sont persistantes sur un même marché, en particulier sur les marchés émergents. En outre, on note que la composante constante de la structure de transmission des innovations ($\alpha_{i,0}$) est significativement négative pour les marchés développés et tend donc à réduire leur volatilité conditionnelle ; en revanche, elle est significativement positive pour les marchés émergents et tend à augmenter leur niveau de volatilité conditionnelle.

Enfin, le paramètre λ qui reflète la persistance de la volatilité des indices boursiers est significatif et positif pour chacun des marchés boursiers de l'échantillon. La volatilité conditionnelle des indices dépend de leur volatilité conditionnelle passée d'autant plus fortement que le coefficient λ est élevé. Or pour les cinq marchés boursiers de l'échantillon, il se situe entre 0,930 pour le Mexique et 0,961 pour l'Argentine. La volatilité des indices est par conséquent finie ; ainsi, les variances et covariances des indices boursiers décrits par le système EGARCH multivarié sont stationnaires puisque les coefficients de transmission α remplissent la condition (9) de Nelson.

En estimant les paramètres de transmission de la volatilité pour deux sous-périodes, on observe qu'avant le crash de 1997, les relations d'interdépendance de la volatilité des indices boursiers sont les mêmes que sur l'ensemble de la période

échantillonale. Cependant, on note qu'avant la crise boursière de 1997, le système de variance-covariance du marché américain décrit par le système EGARCH multivarié n'est pas stationnaire puisque le paramètre λ_1 qui reflète la persistance de la volatilité boursière américaine est supérieur à 1 (1,001).

Lorsque les paramètres de transmission de la volatilité sont estimés sur la période qui suit la crise boursière jusqu'au 31 décembre 1998, ils traduisent une forte diminution des interactions dynamiques de la volatilité des indices boursiers. Ainsi, les volatilités des indices des marchés développés ne sont plus interdépendantes, elles sont toutefois transmises aux variances conditionnelles des marchés émergents : une augmentation des innovations américaines d'un point réduit les volatilités boursières chilienne de -0,215 points et mexicaine de -0,368 points tandis qu'une augmentation d'un point des innovations canadiennes accroît la volatilité argentine de 0,068 points et chilienne de 0,176 points. Les relations de transmission des innovations issues des marchés émergents vers la volatilité des indices des marchés boursiers développés sont moins nombreuses quoique plus importantes en terme de volume. En effet, la variance conditionnelle de l'indice américain n'est influencée que par les innovations chiliennes, mais à hauteur de 13,3% de leur volume alors qu'avant le crash de 1997, elle n'importait que 6,6% de ces innovations. Le réseau d'interdépendance des volatilités des marchés boursiers émergents est également affaibli puisque seules les volatilités boursières chiliennes et mexicaines sont interdépendantes ; un point d'innovations chiliennes augmente la volatilité mexicaine de 0,0162 points. Ainsi, lors de la sous-période instable qui suit le crash boursier de 1997, la taille des transmissions des innovations des indices

boursiers est très élevée en valeur absolue mais on observe une diminution du nombre de coefficients d'absorption α_{ij} avec $j \neq i$.

Après la crise boursière de 1997, les paramètres λ de persistance de la volatilité montrent qu'en période de forte volatilité boursière, la volatilité conditionnelle des marchés est moins influencée par le niveau de la volatilité passée qu'en période financière stable. La volatilité mexicaine quant à elle, ne présente pas d'effet de persistance significatif et, dans le cadre de notre modèle, elle serait uniquement expliquée par les transmissions des innovations croisées et propres au marché mexicain.

Ces résultats montrent que les périodes de forte volatilité boursière modifient les paramètres de transmission de la volatilité comparativement à la structure de transmission précédant la crise, ils s'opposent ainsi aux observations de Susmel et Engle (1994) et confirment l'hypothèse de changement structurel d'Arshanapalli et Doukas (1993). Ainsi, les marchés boursiers interdépendants paraissent renforcer la structure de transmission des innovations lors des périodes de forte volatilité boursière, amplifiant ainsi l'instabilité des marchés. D'autre part, les volatilités boursières faiblement interdépendantes lors des périodes financières stables semblent se protéger des transmissions d'innovations au moment des crises boursières.

La structure de transmission des mouvements de volatilités boursières du groupe A fait apparaître des relations d'interdépendance entre les marchés développés et les marchés émergents. Les innovations des marchés américain et chilien semblent remplir un rôle de transmetteur d'information à tous les marchés boursiers de l'échantillon ; les innovations argentines quant à elles jouent ce rôle de

meneur boursier auprès des marchés émergents uniquement. Après la crise boursière de 1997, on observe moins de relations d'interdépendance des mouvements de volatilité mais le volume des innovations transmises est plus important.

Tableau 6a : LA STRUCTURE DE TRANSMISSION DES MOUVEMENTS DE VOLATILITÉ DES MARCHÉS BOURSIERS DU GROUPE A

Paramètres des équations (9) et (10) du système EGARCH multivarié estimés par la méthode du maximum de vraisemblance appliquée aux rendements des indices boursiers des marchés du groupe A.

$$(9) \quad \sigma_{it}^2 = \exp \left[\alpha_{i,0} + \sum_{j=1}^5 \alpha_{i,j} g_j(v_{j,t-1}) + \lambda_i \ln(\sigma_{i,t-1}^2) \right]$$

$$(10) \quad g_j(v_{j,t-1}) = (|v_{j,t-1}| - E|v_{j,t-1}|) + \theta_j v_{j,t-1} \quad i, j = 1, \dots, 5 \text{ et } i \neq j$$

<i>Marché boursier</i> <i>i</i>	<i>États-Unis</i>	<i>Canada</i>	<i>Argentine</i>	<i>Chili</i>	<i>Mexique</i>	
$\alpha_{i,0}$	période totale	(0,016)**	(0,014)**	0,069**	0,008*	0,081**
	sous-période 1	0,001	(0,040)**	0,041**	(0,002)	0,049**
	sous-période 2	0,036	0,067*	0,045*	0,062*	2,870**
$\alpha_{i,1}$	période totale	0,092**	(0,038)**	(0,072)**	(0,099)**	(0,110)**
	sous-période 1	0,010	(0,072)**	(0,113)**	(0,078)**	(0,102)**
	sous-période 2	0,042	(0,088)	0,047	(0,215)**	(0,368)**
$\alpha_{i,2}$	période totale	0,037**	0,123**	0,043**	0,036**	(0,012)
	sous-période 1	(0,020)**	0,064**	0,018	0,018	(0,024)
	sous-période 2	0,098	0,095	0,068*	0,176**	0,196
$\alpha_{i,3}$	période totale	0,007	(0,027)	0,160**	0,039*	0,033*
	sous-période 1	(0,015)*	(0,090)**	0,145**	0,046*	0,018
	sous-période 2	(0,050)	0,010	(0,122)**	0,006	0,081
$\alpha_{i,4}$	période totale	0,066**	0,068**	0,043**	0,144**	0,072**
	sous-période 1	0,049**	0,060**	0,056**	0,173**	0,081**
	sous-période 2	0,133**	0,053	0,032	0,036	0,162*
$\alpha_{i,5}$	période totale	(0,031)*	0,034**	0,075**	0,068**	0,273**
	sous-période 1	(0,017)*	(0,008)	0,068**	0,056**	0,250**
	sous-période 2	0,075	0,172*	0,050*	0,085	0,320**
θ_i	période totale	(0,339)**	(0,580)**	(0,331)**	(0,078)	(0,558)**
	sous-période 1	0,133	(0,778)**	(0,224)**	(0,098)	(0,474)**
	sous-période 2	(0,313)	0,168	0,564	(0,731)*	(0,612)*
λ_i	période totale	0,960**	0,959**	0,943**	0,961**	0,930**
	sous-période 1	1,001**	0,955**	0,954**	0,955**	0,948**
	sous-période 2	0,847**	0,866**	0,970**	0,921**	(0,633)

Note 1 : * et ** indiquent que les coefficients sont significativement différents de zéro, respectivement à 10% et à 5% de risques d'erreur ;

Note 2 : Les valeurs négatives sont entre parenthèses.

3.2 *La propagation des chocs de volatilité des indices boursiers du groupe B*

Le tableau 6b présente les paramètres de transmission de volatilité estimés pour les marchés boursiers du groupe B (États-Unis, Canada, Argentine, Mexique, Brésil) pour l'ensemble de la période échantillonnale. Les estimations des paramètres de transmission des innovations des marchés boursiers apparaissant dans le groupe B traduisent des résultats similaires à ceux du groupe A. Ainsi, le marché américain remplit son rôle de producteur d'information dans la structure de transmission d'innovations puisque tous les coefficients de transmission des innovations américaines $\alpha_{i,1}$ sont significativement négatifs ; la volatilité américaine est elle-même influencée par les innovations des indices boursiers canadien ($\alpha_{1,2} = 0,066$), mexicain ($\alpha_{1,4} = 0,056$), et brésilien ($\alpha_{1,5} = 0,056$).

À l'inverse du tableau 6a, ces observations ne traduisent pas une relation d'interdépendance boursière entre les marchés développés et les marchés émergents. En effet, la volatilité de l'indice canadien paraît isolée des volatilités étrangères : elle absorbe uniquement les innovations brésiliennes ($\alpha_{2,5} = 0,072$) et n'influence que le marché argentin ($\alpha_{3,2} = 0,043$). Par ailleurs, les résultats des tableaux 6a et 6b montrent que les volatilités boursières des deux marchés développés sont interdépendantes. Pourtant, les deux tableaux soulignent que la structure de transmission des mouvements de volatilité n'est pas significative entre les marchés canadien et mexicain ; or bien que ces deux pays aient signé des accords économiques dans le cadre de l'ALENA, leurs relations commerciales sont assez faibles. Ces résultats indiquent donc que les accords économiques ne constituent pas un canal de transmission des mouvements de volatilité, conformément aux résultats

de Booth et al. (1997). Un réseau de transmission de volatilité apparaît au sein des marchés développés ; quoique moins développé que dans le groupe A, il valide l'hypothèse de l'influence de la structure industrielle ou du niveau de développement économique qui ont été soutenues lors de l'interprétation des résultats du groupe A. Par ailleurs, la transmission des innovations entre le Brésil et l'Argentine, les deux pays membres du MERCOSUR est particulièrement significative pour les deux périodes d'estimation : les relations économiques privilégiées de ces deux pays pourrait expliquer cette interdépendance.

Par ailleurs, comme les estimés des coefficients de transmission $\alpha_{i,j}$ satisfont la condition (9) de Nelson, les variances et covariances des indices boursiers du groupe B décrits par le système EGARCH multivarié sont stationnaires.

À l'instar du tableau 6a, la volatilité des indices boursiers est fortement persistante sur un même marché : les innovations mexicaines ($\alpha_{4,4} = 0,294$) et brésiliennes ($\alpha_{5,5} = 0,277$) sont transmises sur le même marché. Cette observation est corroborée par les estimés des coefficients λ de persistance de la variance : pour tous les pays, ces derniers sont significativement positifs et inférieurs à un. Avec un coefficient λ_5 s'élevant à 0,971, la volatilité boursière de l'indice brésilien semble la plus persistante sur l'ensemble de la période. En outre, les estimés des paramètres de transmission montrent que la volatilité brésilienne décroît quand les innovations américaines et argentines augmentent.

Les paramètres de transmission des innovations sont également estimés pour la sous-période précédant le crash boursier. L'estimation de la structure de transmission des mouvements de volatilité pour la sous-période suivant la crise

boursière n'a toutefois pas abouti à une convergence vers des paramètres stables. Avant la crise boursière, la structure de transmission des chocs de volatilité entre les marchés boursiers du groupe B est semblable à celle observée pour l'ensemble de la période échantillonnale. En revanche, la volatilité boursière brésilienne n'est plus affectée par les innovations américaines, le marché boursier brésilien paraît ainsi plus isolé des volatilités boursières du groupe B avant le crash boursier que sur l'ensemble de la période estimée. Par ailleurs, les innovations brésiennes n'influencent que la volatilité brésilienne et celle des marchés développés. Ce changement de la structure de transmissions des innovations brésiennes modifie nettement le réseau d'interdépendance de volatilités boursières des marchés émergents mis en évidence pour la période du 1^{er} janvier 1993 au 31 décembre 1998. Au sein des marchés émergents, la structure de transmission croisée de la volatilité inconditionnelle est limitée aux innovations argentines sur la volatilité brésilienne ($\alpha_{5,3} = -0,063$) et aux innovations mexicaines sur le marché argentin ($\alpha_{3,4} = 0,056$). Contrairement aux résultats du groupe A, le niveau de développement économique ne détermine pas la structure de propagation des chocs de volatilité entre les marchés émergents du groupe B avant le crash boursier. Sur cette période, la volatilité du marché américain maintient un rôle prédominant de transmetteur et d'importateur de chocs de volatilité. Les modifications des paramètres de transmission des innovations du Brésil vers les marchés argentin et mexicain valident ainsi l'hypothèse d'un changement structurel entre la période précédent le crash et celle de l'ensemble du test.

L'estimation des paramètres de transmission des mouvements de volatilité entre les marchés boursiers du groupe B révèle une relation d'interdépendance entre le marché américain et les marchés émergents d'une part, et entre les marchés boursiers développés d'autre part. Parmi les marchés émergents, seuls les volatilités boursières brésilienne et argentine sont interdépendantes, cette relation n'est plus observée lorsque l'on estime la structure de transmission des mouvements de volatilité pour la sous-période précédant la crise boursière.

Tableau 6b : LA STRUCTURE DE TRANSMISSION DES MOUVEMENTS DE VOLATILITÉ DES MARCHÉS BOURSIERS DU GROUPE B

Paramètres des équations (9) et (10) du système EGARCH multivarié estimés par la méthode du maximum de vraisemblance appliquée aux rendements des indices boursiers des marchés du groupe B.

$$(9) \quad \sigma_{it}^2 = \exp \left[\alpha_{i,0} + \sum_{j=1}^5 \alpha_{i,j} g_j(v_{j,t-1}) + \lambda_i \ln(\sigma_{i,t-1}^2) \right]$$

$$(10) \quad g_j(v_{j,t-1}) = (|v_{j,t-1}| - E|v_{j,t-1}|) + \theta_j v_{j,t-1} \quad i, j = 1, \dots, 5 \text{ et } i \neq j$$

<i>Marché boursier i</i>	<i>États-Unis</i>	<i>Canada</i>	<i>Argentine</i>	<i>Mexique</i>	<i>Brésil</i>	
$\alpha_{i,0}$	période totale	(0,021)**	(0,015)**	0,067**	0,086**	0,054**
	sous-période 1	(0,020)**	(0,053)**	0,038**	0,053**	0,023**
$\alpha_{i,1}$	période totale	0,096**	(0,036)*	(0,099)**	(0,121)**	(0,059)**
	sous-période 1	0,043**	(0,071)**	(0,112)**	(0,107)**	(0,040)
$\alpha_{i,2}$	période totale	0,066**	0,146**	0,043**	(0,018)	0,015
	sous-période 1	0,019*	0,112**	0,035*	(0,017)	0,020
$\alpha_{i,3}$	période totale	0,019	(0,029)	0,131**	0,023	(0,037)**
	sous-période 1	0,007	(0,084)**	0,122**	0,008	(0,063)**
$\alpha_{i,4}$	période totale	(0,050)**	0,030	0,056**	0,294**	0,014
	sous-période 1	(0,059)**	(0,004)	0,056**	0,274**	0,011
$\alpha_{i,5}$	période totale	0,056**	0,072**	0,077**	0,047*	0,277**
	sous-période 1	0,036**	0,067**	0,040	0,017	0,230**
θ_i	période totale	(0,125)	(0,454)**	(0,361)**	(0,487)**	(0,193)**
	sous-période 1	0,141	(0,589)**	(0,224)*	(0,422)**	(0,082)
λ_i	période totale	0,949**	0,954**	0,944**	0,924**	0,971**
	sous-période 1	0,974**	0,935**	0,959**	0,945**	0,988**

Note 1 : * et ** indiquent que les coefficients sont significativement différents de zéro, respectivement à 10% et à 5% de risques d'erreur ;

Note 2 : les valeurs négatives sont entre parenthèses.

3.3 *L'asymétrie dans la structure asymétrique de la transmission de chocs de volatilité boursiers*

Les paramètres θ_i reportés aux tableaux 6a et 6b décrivent l'effet de levier de la transmission des innovations d'un marché à l'autre. Ils sont significativement négatifs et supérieurs à -1 pour tous les marchés, sauf pour le Chili dans le groupe A et pour les États-Unis dans le groupe B. Ainsi, dans le groupe A, la transmission des innovations mexicaines négatives est amplifiée de plus de moitié ($\theta_5 = -0,558$) comparativement à la transmission d'innovations positives. À l'inverse, quand les nouvelles argentines sont mauvaises, les innovations transmises aux marchés boursiers $g_3(v_{3,t-1})$ ne sont majorées que de 33,1% dans le groupe A ($\theta_3 = -0,331$) et de 36,1% dans le groupe B ($\theta_3 = -0,361$). La structure asymétrique de la transmission des innovations observée par Booth et Koutmos (1995) est ainsi confirmée pour tous les marchés boursiers de notre échantillon, à l'exception de la volatilité des marchés chilien et américain dans le groupe B.

La combinaison des coefficients θ_j et α_{ij} ($j=1,2,\dots,5$) de l'équation (9) permet d'évaluer l'impact de l'asymétrie de la structure de transmission des innovations sur la volatilité conditionnelle boursière. Le tableau 7 présente l'effet du signe des innovations sur la volatilité des indices boursiers en tenant compte du coefficient d'absorption α_{ij} ($j=1,2,\dots,5$) de chaque marché boursier des groupes A et B. On observe d'abord que les innovations se propagent de façon asymétrique essentiellement à l'intérieur d'un même marché : dans le groupe A, un choc de volatilité canadien négatif de 3% augmente la volatilité conditionnelle canadienne de 0,585% tandis qu'un choc positif n'augmente la variance canadienne que de 0,156%.

En outre, on distingue des tendances dans la transmission croisée des innovations des marchés boursiers : dans le groupe A, la transmission des innovations négatives américaines diminue la variance des titres boursiers étrangers de 0,154% au Canada à 0,397% au Chili alors que l'impact des innovations américaines positives est moitié moindre, de -0,076% au Canada à -0,217% au Mexique. En revanche, la volatilité de l'indice américain paraît particulièrement sensible au signe des innovations canadiennes et mexicaines, ses deux partenaires commerciaux, membres de l'ALENA.

À l'inverse du marché boursier américain, les innovations canadiennes augmentent la volatilité boursière étrangère, elles se transmettent de façon asymétrique aux volatilités boursières américaines, argentines et chiliennes : dans le groupe A, une surprise de volatilité canadienne négative de -3% augmente la volatilité argentine de 0,204% tandis qu'une nouvelle positive n'influence la volatilité argentine que de 0,054%. Dans le groupe A, la transmission des innovations mexicaines à la volatilité canadienne subit un fort effet de levier : un choc de volatilité mexicain de 3% augmente la volatilité canadienne de 0,045% tandis qu'un choc négatif de même taille (-3%) accroît la volatilité canadienne de 0,160%.

Finalement, au sein des quatre marchés émergents de l'échantillon, les informations contenues par les innovations mexicaines et brésiliennes semblent déterminer une part importante de la volatilité des indices boursiers des autres marchés. Plus précisément, les innovations négatives du marché boursier mexicain influencent plus fortement les volatilités boursières étrangères que les innovations

positives. Le marché boursier mexicain supporte en effet l'effet de levier le plus important car l'impact de ses innovations négatives sur les marchés étrangers est le triple de l'impact de ses innovations positives. La prédominance des innovations brésiliennes et mexicaines dans l'explication de la volatilité des marchés boursiers émergents pourrait s'expliquer par la taille de leur économie et donc de leur marché boursier. D'autre part, le Brésil et le Mexique ont connu des crises boursières au cours de la période d'étude, les pics de volatilité atteints par les indices de ces pays ont transmis des innovations exceptionnellement abondantes lors de cette période, ces crises ponctuelles pourraient influencer la structure de transmission asymétrique observée sur la totalité de la période échantillonnale. Pour l'ensemble des marchés boursiers, l'impact des innovations négatives est presque le double de celui des innovations positives sur les volatilités boursières d'un même indice ou des indices étrangers.

Les tableaux 6a et 6b permettent de distinguer l'asymétrie de la structure de transmission de la volatilité avant et après la crise boursière de 1997. Au cours de la période précédent le crash boursier, on remarque que les innovations américaines brésiliennes et chiliennes ne se transmettent pas de façon asymétrique. Par ailleurs, les marchés boursiers émergents amplifient la propagation des chocs négatifs entre eux car les paramètres $\alpha_{i,3}$, $\alpha_{i,4}$, $\alpha_{i,5}$ (pour $i=3,4,5$) sont significativement positifs, à l'exception des innovations argentines sur la volatilité brésilienne. À l'inverse, les marchés développés semblent se protéger des transmissions asymétriques d'innovations argentines et mexicaines car les coefficients d'absorption $\alpha_{i,1}$ et $\alpha_{i,2}$ associés à la transmission des innovations de ces marchés émergents aux volatilités

boursières américaine et canadienne sont soit significativement négatifs, soit non significatifs.

La structure asymétrique de la transmission des innovations avant la crise boursière de 1997 est calquée sur la structure observée sur l'ensemble de la période échantillonnale. Pour les marchés boursier du groupe A, la sous-période suivant le crash boursier est cependant moins caractéristique ; en effet l'asymétrie de la structure de transmission n'est significative que pour les innovations chilienne ($\theta_4 = -0,731$) et mexicaine ($\theta_5 = -0,612$). En outre, ces innovations asymétriques sont transmises de façon significative à peu de marchés boursiers, les innovations négatives mexicaines par exemple sont amplifiées à Toronto ($\alpha_{2,5} = 0,172$), plus faiblement en Argentine ($\alpha_{3,5} = 0,05$) et plus fortement sur le marché mexicain lui-même ($\alpha_{5,5} = 0,320$). Ainsi, lors des crises boursières, la structure de transmission des innovations négatives présente une asymétrie plus faible que lors des périodes boursières stables.

Les résultats de l'estimation des coefficients d'asymétrie θ_i pour les groupes A et B soutiennent l'hypothèse d'une structure de transmission des innovations asymétrique. Cet effet de levier est surtout présent dans les processus de transmission des innovations à l'intérieur d'un même marché ou encore des marchés brésilien et mexicain aux marchés émergents. Les coefficients d'asymétrie θ_i observés au cours des deux sous-périodes de notre horizon temporel montre que cette structure est moins significative après la crise boursière de 1997.

Tableau 7 : COMPARAISON DE LA STRUCTURE DE TRANSMISSION DES INNOVATIONS POSITIVES ET NÉGATIVES DES MARCHÉS BOURSIERS

Comparaison de l'impact des innovations positives et négatives $\alpha_{i,j}, \sigma_j$ générées par les marchés boursiers sur la volatilité des indices boursiers des groupes A et B σ_i pour l'ensemble de la période du 1er janvier 1993 au 31 décembre 1998.

<i>Innovations provenant de</i>	<i>Variation en % de volatilité aux É-U</i>	<i>Variation en % de volatilité au Canada</i>	<i>Variation en % de volatilité en Arg.</i>	<i>Variation en % de volatilité au Chili</i>	<i>Variation en % de volatilité au Mex.</i>	<i>Variation en % de volatilité au Brésil</i>
GROUPE A						
+ 3% É U	0,183**	(0,076)**	(0,143)**	(0,196)**	(0,217)**	
- 3% É U	0,371**	(0,154)**	(0,290)**	(0,397)**	(0,329)**	
+ 3% Canada	0,047**	0,156**	0,054**	0,045**	(0,015)	
- 3% Canada	0,177**	0,585**	0,204**	0,171**	(0,057)	
+ 3% Argentine	0,014	(0,054)	0,320**	0,078*	0,067*	
- 3% Argentine	0,028	(0,107)	0,637**	0,155*	0,133*	
+ 3% Chili	0,182	0,188	0,118	0,397	0,200	
- 3% Chili	0,213	0,220	0,138	0,465	0,234	
+ 3% Mexique	(0,041)*	0,045**	0,100**	0,091**	0,362**	
- 3% Mexique	(0,144)*	0,160**	0,353**	0,319**	1,277**	
GROUPE B						
+ 3% É U	0,252	(0,095)	(0,259)		(0,318)	(0,155)
- 3% É U	0,323	(0,122)	(0,333)		(0,409)	(0,200)
+ 3% Canada	0,108**	0,240**	0,070**		(0,030)	0,025
- 3% Canada	0,287**	0,638**	0,188**		(0,079)	0,066
+ 3% Argentine	0,036	(0,056)	0,251**		0,044	(0,072)**
- 3% Argentine	0,077	(0,120)	0,535**		0,093	(0,153)**
+ 3% Mexique	(0,077)**	0,047	0,086**		0,452**	0,021
- 3% Mexique	(0,224)**	0,136	0,250**		1,310**	0,061
+ 3% Brésil	0,135**	0,175**	0,185**		0,114*	0,671**
- 3% Brésil	0,200**	0,259**	0,274**		0,168*	0,992**

Note 1 : * et ** indiquent que les coefficients sont significativement différents de zéro, respectivement à 10% et à 5% de risques d'erreur ;

Note 2 : les valeurs négatives sont entre parenthèses.

4 Les coefficients de corrélation estimés des rendements boursiers

Le tableau 8 présente les coefficients de corrélation des rendements des indices boursiers des groupes A et B estimés à l'aide du système EGARCH multivarié, celui-ci prend en compte l'hétéroscédasticité présente dans les séries chronologiques de rendements. En comparant avec les coefficients de corrélation inconditionnelle présentés au tableau 2, on remarque que les coefficients de corrélation estimés par le modèle EGARCH multivarié sont toujours plus faibles. Ainsi, les calculs de corrélation qui ne prennent pas en compte l'hétéroscédasticité présente dans les données de rendements en séries chronologiques ont tendance à surestimer la corrélation des rendements des titres ; ils négligent par conséquent certaines possibilités de diversification et de couverture financières accessibles par l'intermédiaire des investissements à l'étranger. Par ailleurs, les coefficients de corrélation issus du système EGARCH sont supérieurs aux corrélations inconditionnelles lors de la troisième sous-période de test, soit après le crash boursier de 1997. Ces résultats confirment l'hypothèse de Benneth et Kelleher (1988) et de King et Wadhwani (1990), selon laquelle les périodes d'importants mouvements de volatilité boursière provoquent des augmentations substantielles des coefficients de corrélation des prix des titres boursiers. La diversification et la couverture financières sont donc moins accessibles lors des crash boursiers et favorisent l'amplification de ces crises.

Tableau 8 : MATRICE DE CORÉLATION DES INDICES BOURSIERS DES MARCHÉS DES GROUPES A ET B

Matrice de corrélation des rendements quotidiens
des indices boursiers des marchés des groupes A et B
pour l'ensemble de la période du 1er janvier 1993 au 31 décembre 1998
et pour deux sous-périodes délimitées par le 15 octobre 1997.

		<i>États- Unis</i>	<i>Canada</i>	<i>Arg.</i>	<i>Chili</i>	<i>Mex.</i>	<i>Brésil</i>
GROUPE A							
<i>États- Unis</i>	période totale	1,000	0,574	0,390	0,256	0,393	
	sous-période 1	1,000	0,535	0,318	0,191	0,315	
	sous-période 2	1,000	0,681	0,650	0,502	0,613	
<i>Canada</i>	période totale		1,000	0,326	0,237	0,323	
	sous-période 1		1,000	0,261	0,178	0,247	
	sous-période 2		1,000	0,509	0,441	0,502	
<i>Argentine</i>	période totale			1,000	0,358	0,479	
	sous-période 1			1,000	0,289	0,377	
	sous-période 2			1,000	0,594	0,742	
<i>Chili</i>	période totale				1,000	0,307	
	sous-période 1				1,000	0,237	
	sous-période 2				1,000	0,570	
<i>Mexique</i>	période totale					1,000	
	sous-période 1					1,000	
	sous-période 2					1,000	
GROUPE B							
<i>États- Unis</i>	période totale	1,000	0,574	0,399		0,393	0,315
	sous-période 1	1,000	0,532	0,319		0,313	0,235
<i>Canada</i>	période totale		1,000	0,330		0,323	0,244
	sous-période 1		1,000	0,263		0,244	0,183
<i>Argentine</i>	période totale			1,000		0,484	0,484
	sous-période 1			1,000		0,385	0,401
<i>Mexique</i>	période totale					1,000	0,384
	sous-période 1					1,000	0,272
<i>Brésil</i>	période totale						1,000
	sous-période 1						1,000

Note : les valeurs négatives sont entre parenthèses.

5. La validité du système EGARCH multivarié

La présente étude a recours à une spécification EGARCH multivariée pour décrire le processus des rendements des six marchés boursiers. En effet, les tableaux 2 et 4 ont montré que les séries chronologiques de rendements ne sont pas distribués selon une loi normale ; en outre les séries de rendements boursiers simples et les séries des carrés des rendements sont auto-corrélées. L'utilisation d'un modèle EGARCH multivarié est destinée à corriger ces biais économétriques. Les tests effectués sur les résidus de cette modélisation permettent d'évaluer son efficacité.

5.1 *La correction de l'hétéroscédasticité*

Les tableaux 9a et 9b présentent les informations statistiques relatives aux résidus normalisés des régressions du système EGARCH multivarié pour les marchés boursiers des groupes A et B. Les résultats concernant les résidus normalisés des deux groupes d'indices entraînent les mêmes conclusions pour les trois périodes testés : les moyennes des résidus de la régression multivariée EGARCH ne sont pas significativement différentes de zéro. Les coefficients d'asymétrie et d'aplatissement résiduel de la distribution des résidus indiquent encore des déviations par rapport à une distribution normale mais ces divergences sont moindres comparativement à celles des séries chronologiques des indices boursiers présentées au tableau 2. Les distributions des résidus normalisés des marchés développés (États-Unis et Canada) sont les plus asymétriques et leptokurtiques. La statistique de Ljung-Box calculée pour douze valeurs retardées

des résidus normalisés suggère que l'hypothèse nulle d'absence d'auto-corrélation des résidus est rejetée uniquement pour les indices boursiers canadien et mexicain sur toute la période d'étude. Au cours des deux sous-périodes, toutes les statistiques de Ljung-Box suivent des distributions chi-carrées à 12 degrés de liberté. Les résultats montrent que l'autocorrélation des résidus normalisés mise en évidence dans le tableau 2 a été corrigée par la spécification EGARCH multivariée des séries chronologiques.

L'analyse statistique du carré des résidus normalisés permet de déceler la présence d'autocorrélation non-linéaire dans les séries chronologiques des résidus normalisés. Les résultats diffèrent selon le groupe d'indices boursiers et la période d'étude choisis : au sein du groupe A, la moyenne du carré des résidus n'est pas significativement différente de zéro pour l'ensemble de la période testée ; à l'inverse, elle est significativement différente de zéro pour tous les marchés boursiers sur chacune des sous-périodes étudiées. Les statistiques de Ljung-Box calculées pour le carré des résidus normalisés retardés de douze périodes montrent que les séries de résidus des rendements des marchés boursiers émergents présentent des autocorrélations non-linéaires entre eux pour l'ensemble de la période échantillonnale. Avant le crash boursier, ces relations de dépendance non-linéaires ne sont présentes qu'en Argentine et aux États-Unis et après le crash boursier, au Chili et au Mexique.

Au sein du groupe B, l'analyse statistique indique que l'espérance du carré des résidus normalisés est significativement différente de zéro pour les régressions de toutes les séries de rendements. De plus, les statistiques de Ljung-Box suggèrent la

présence de relations de dépendance non-linéaire dans les rendements boursiers des marchés émergents, la structure de ces relations change selon l'horizon temporel choisi : on observe moins de relations de dépendances non-linéaires significatives avant le crash boursier de 1997.

D'après ces résultats la modélisation EGARCH multivariée corrige l'autocorrélation linéaire présente dans les séries chronologiques de rendements, sauf pour les indices boursiers canadien et mexicain sur l'ensemble de la période d'étude. Néanmoins, cette spécification ne permet pas de contrôler l'autocorrélation non linéaire présente dans les résidus normalisés des indices boursiers des marchés émergents. D'après Koutmos (1996), ceci indique que les interactions des moments de second ordre sont plus importantes que celles de premier ordre dans les marchés étudiés. De plus, la période d'étude choisie paraît influencer la structure de ces autocorrélations, la stabilité des marchés financiers précédant la crise boursière de 1997 semble par exemple réduire l'hétéroscédasticité des séries chronologiques de rendements. Par conséquent, ces résultats montrent que le modèle EGARCH multivarié ne permet pas de décrire tous les phénomènes de transmission d'innovations à l'intérieur d'un même marché. En effet, suivant la proposition de Bollerslev (1992), nous avons considéré un modèle EGARCH (1,1) ; or, selon les tableaux 2 et 4, certains coefficients d'autocorrélation des rendements boursiers d'ordre supérieur à un sont significativement différents de zéro. Les relations de dépendance qui subsistent dans nos données et que la spécification EGARCH ne décrit pas peuvent donc être attribuées à cette contrainte de notre méthodologie.

Tableau 9a : TESTS DE NORMALITÉ DES RÉSIDUS STANDARDISÉS DE LA RÉGRESSION EGARCH DES INDICES BOURSIERS DU GROUPE A

Analyse statistique des résidus standardisés $z_{i,t} = \varepsilon_{i,t} / \sigma_{i,t}$ associés au système EGARCH multivarié. Ces calculs sont effectués pour les rendements des indices boursiers du groupe A sur l'ensemble de la période d'étude et pour deux sous-périodes.

$E(z_{i,t})$ et $E(z_{i,t}^2)$ sont les moyennes des résidus standardisés et du carré des résidus standardisés.

Sk. et Kurt. sont les coefficients d'asymétrie et d'excès d'aplatissement de la distribution de $z_{i,t}$.

$LB(12), z_{i,t}$ et $LB(12), z_{i,t}^2$ sont les statistiques de Ljung-Box d'ordre 12 des résidus normalisés $z_{i,t}$ et du carré des résidus normalisés.

	<i>Marché boursier i</i>	<i>États-Unis</i>	<i>Canada</i>	<i>Argentine</i>	<i>Chili</i>	<i>Mexique</i>
$E(z_{i,t})$	période totale	0,01	(0,00)	0,01	0,02	0,00
	sous-période 1	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00
	sous-période 2	(0,07)	(0,06)	(0,07)	(0,05)	(0,07)
Sk.	période totale	(0,54)**	(0,63)**	(0,26)**	0,18**	(0,13)**
	sous-période 1	(0,17)**	(0,16)**	(0,09)	0,32**	0,13*
	sous-période 2	(0,65)**	(0,45)**	(0,36)**	0,02	(0,56)**
Kurt.	période totale	2,85**	3,33**	1,29**	0,83**	2,41**
	sous-période 1	1,60**	1,34**	0,55**	0,67**	1,49**
	sous-période 2	2,83**	1,54**	1,26**	1,19**	5,71**
$E(z_{i,t}^2)$	période totale	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
	sous-période 1	1,01*	1,01*	1,02	1,02*	1,01*
	sous-période 2	1,04**	1,03**	1,10**	1,01**	1,05**
$LB(12), z_{i,t}$	période totale	15,22	18,78*	8,89	16,87	20,02*
	sous-période 1	17,95	14,67	12,04	14,44	14,08
	sous-période 2	5,82	11,39	8,54	12,12	11,15
$LB(12), z_{i,t}^2$	période totale	11,41	5,82	32,45**	21,81**	22,28**
	sous-période 1	26,83**	14,02	19,94*	15,75	12,43
	sous-période 2	5,01	6,14	14,89	27,14**	20,81*

Note 1 : * et ** indiquent que les coefficients sont significativement différents de zéro, respectivement à 10% et à 5% de risque d'erreur ;

Note 2 : les statistiques de Ljung-Box (LB) suivent des lois chi-carrées à 12 degrés de liberté sous l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation ;

Note 3 : les valeurs négatives sont entre parenthèses.

Tableau 9b : TESTS DE NORMALITÉ DES RÉSIDUS STANDARDISÉS DE LA RÉGRESSION EGARCH DES INDICES BOURSIERS DU GROUPE B

Analyse statistique des résidus standardisés $z_{i,t} = \varepsilon_{i,t} / \sigma_{i,t}$ associés au système EGARCH multivarié. Ces calculs sont effectués pour les rendements des indices boursiers du groupe B sur l'ensemble de la période d'étude et pour deux sous-périodes.

$E(z_{i,t})$ et $E(z_{i,t}^2)$ sont les moyennes des résidus standardisés et du carré des résidus standardisés.

Sk. et Kurt. sont les coefficients d'asymétrie et d'excès d'aplatissement de la distribution de $z_{i,t}$.

$LB(12), z_{i,t}$ et $LB(12), z_{i,t}^2$ sont les statistiques de Ljung-Box d'ordre 12 des résidus normalisés $z_{i,t}$ et du carré des résidus normalisés.

	<i>Marché boursier i</i>	<i>États-Unis</i>	<i>Canada</i>	<i>Argentine</i>	<i>Mexique</i>	<i>Brésil</i>
$E(z_{i,t})$	période totale	0,01	-0,01	0,00	-0,01	0,00
	sous-période 1	-0,01	0,00	0,01	0,00	0,01
Sk.	période totale	(0,51)**	(0,57)**	(0,29)**	(0,13)**	(0,33)**
	sous-période 1	(0,30)**	(0,29)**	-0,07	0,15**	(0,18)**
Kurt.	période totale	2,75**	3,05**	1,42**	2,29**	1,54**
	sous-période 1	1,60**	1,77**	0,69**	1,55**	1,31**
$E(z_{i,t}^2)$	période totale	1,00**	1,00**	1,00*	1,00**	1,00*
	sous-période 1	0,88*	0,87*	0,92	0,92*	0,96*
$LB(12), z_{i,t}$	période totale	15,80	18,56*	8,00	22,07**	13,28
	sous-période 1	15,40	15,31	11,36	15,73	15,29
$LB(12), z_{i,t}^2$	période totale	14,94	6,26	45,80**	22,39**	28,12**
	sous-période 1	18,62*	5,07	26,06**	13,81	12,03

Note 1 : * et ** indiquent que les coefficients sont significativement différents de zéro, respectivement à 10% et à 5% de risque d'erreur ;

Note 2 : les statistiques de Ljung-Box (LB) suivent des lois chi-carrées à 12 degrés de liberté sous l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation ;

Note 3 : les valeurs négatives sont entre parenthèses.

5.2 *L'hypothèse de corrélation constante des rendements boursiers*

L'une des hypothèses fortes du modèle EGARCH multivarié concerne les coefficients de corrélation des rendements des indices boursiers que l'on suppose constants. La validité de cette hypothèse peut être évaluée à l'aide des statistiques de Ljung-Box estimées pour les corrélations croisées des rendements des indices boursiers. Les statistiques rapportées aux tableaux 10a et 10b testent la présence de corrélations entre les résidus de la régression des rendements des marchés boursiers dans la première ligne du tableau, et les résidus des rendements retardés de une à douze périodes des marchés dans la première colonne du tableau. Parmi les statistiques de Ljung-Box présentées, très peu rejettent l'hypothèse nulle d'absence de corrélations croisées. Les corrélations constantes estimées à l'aide du modèle EGARCH multivarié semblent donc décrire correctement la structure de variance-covariance des rendements des indices boursiers des deux groupes de marchés testés.

Néanmoins, certaines statistiques de Ljung-Box montrent que les corrélations entre les rendements de marchés boursiers désignés ne sont pas décrites par les coefficients de corrélation estimés du modèle EGARCH. Ainsi, d'après les tableaux 10a et 10b, les résidus de la régression des rendements mexicains sont corrélés avec les résidus canadiens retardés de douze périodes et inversement, les résidus canadiens sont corrélés avec les résidus mexicains retardés de douze périodes. La plupart des corrélations croisées non décrites par notre modèle se situe entre les marchés émergents : les résidus du marché chilien sont corrélés avec les résidus passés du marché argentin ; de la même façon, les résidus des rendements du marché brésilien sont corrélés avec les résidus passés des marchés argentin et mexicain. Les

corrélations croisées signalées par les statistiques de Ljung-Box ne sont observées que pour l'ensemble de la période d'estimation, sauf pour la corrélation des résidus des rendements américains et des résidus passés de la régression des rendements argentins. Ainsi, en découpant l'horizon temporel en différentes sous-périodes, la spécification EGARCH décrit correctement les variations de la structure de corrélation des indices boursiers mises en évidence par Benneth et Kelleher (1988).

L'hypothèse de corrélation constante du modèle EGARCH multivarié ne restreint par conséquent pas son efficacité pour décrire les transmissions croisées de rendements boursiers, à condition d'intégrer une variable de changement structurel dans sa spécification.

Tableau 10a : TESTS DE CORRÉLATION DES RÉSIDUS STANDARDISÉS DE LA RÉGRESSION EGARCH DES INDICES BOURSIERS DU GROUPE A

Statistiques de Ljung-Box pour les résidus normalisés croisés $z_{i,t} = \varepsilon_{i,t} / \sigma_{i,t}$ associés au système EGARCH multivarié.

Les statistiques testent la présence de corrélations entre les résidus de la régression des rendements boursiers des pays indiqués dans la première ligne du tableau, et les résidus retardés de une à douze périodes de la régression des rendements boursiers des pays indiqués dans la première colonne du tableau. Ces statistiques sont calculées pour le groupe d'indices boursiers A pour l'ensemble de la période de l'échantillon et pour deux sous-périodes.

<i>Résidus retardés t-12</i>	<i>Résidus au temps t</i>	<i>États-Unis</i>	<i>Canada</i>	<i>Argentine</i>	<i>Chili</i>	<i>Mexique</i>
<i>États-Unis</i>	période totale		6,959	7,718	7,319	5,410
	sous-période 1		9,372	9,711	16,940	6,385
	sous-période 2		10,575	12,673	7,133	7,418
<i>Canada</i>	période totale	16,427		13,250	5,869	21,693**
	sous-période 1	11,210		8,756	6,906	12,419
	sous-période 2	6,541		12,849	11,163	10,190
<i>Argentine</i>	période totale	15,930	7,970		22,034**	8,080
	sous-période 1	18,228	6,626		12,631	9,675
	sous-période 2	5,447	5,958		9,255	9,365
<i>Chili</i>	période totale	8,097	6,974	11,654		4,590
	sous-période 1	11,519	7,804	8,978		3,133
	sous-période 2	4,479	4,723	14,309		19,019*
<i>Mexique</i>	période totale	15,405	19,295*	9,586	22,107**	
	sous-période 1	6,341	12,190	3,531	8,674	
	sous-période 2	4,479	10,033	6,339	12,494	

Note 1 : * et ** indiquent que les statistiques de Ljung-Box suivent une loi chi-carrée à 12 degrés de liberté, respectivement à 10% et à 5% de risque d'erreur ;

Note 2 : les statistiques de Ljung-Box (LB) suivent des lois chi-carrées à 12 degrés de liberté sous l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation ;

Note 3 : les valeurs négatives sont entre parenthèses.

Tableau 10b : TESTS DE CORRÉLATION DES RÉSIDUS STANDARDISÉS DE LA RÉGRESSION EGARCH DES INDICES BOURSIERS DU GROUPE B

Statistiques de Ljung-Box pour les résidus normalisés croisés $z_{i,t} = \varepsilon_{i,t} / \sigma_{i,t}$ associés au système EGARCH multivarié.

Les statistiques testent la présence de corrélations entre les résidus de la régression des rendements boursiers des pays indiqués dans la première ligne du tableau, et les résidus retardés de une à douze périodes de la régression des rendements boursiers des pays indiqués dans la première colonne du tableau. Ces statistiques sont calculées pour le groupe d'indices boursiers B pour l'ensemble de la période de l'échantillon et pour deux sous-périodes.

<i>Résidus retardés t-12</i>	<i>Résidus au temps t</i>	<i>États-Unis</i>	<i>Canada</i>	<i>Argentine</i>	<i>Mexique</i>	<i>Brésil</i>
<i>États-Unis</i>	période totale		7,190	8,072	4,929	13,783
	sous-période 1		11,149	10,970	7,262	11,249
<i>Canada</i>	période totale	18,077		14,645	23,060**	17,235
	sous-période 1	10,460		10,469	13,843	8,948
<i>Argentine</i>	période totale	15,425	7,742		8,080	19,316*
	sous-période 1	19,319*	6,912		10,579	13,622
<i>Mexique</i>	période totale	16,452	19,007*	10,058		25,125**
	sous-période 1	8,275	14,713	3,735		13,230
<i>Brésil</i>	période totale	7,284	7,398	6,341	9,953	
	sous-période 1	6,891	4,874	5,936	8,873	

Note 1 : * et ** indiquent que les statistiques de Ljung-Box suivent une loi chi-carrée à 12 degrés de liberté, respectivement à 10% et à 5% de risque d'erreur ;

Note 2 : les statistiques de Ljung-Box (LB) suivent des lois chi-carrées à 12 degrés de liberté sous l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation ;

Note 3 : les valeurs négatives sont entre parenthèses.

V. CONCLUSION

L'analyse des interdépendances des mouvements des marchés boursiers s'est développée autour de la question de la dynamique de la transmission des mouvements de prix et de volatilités entre les marchés boursiers. Dans une optique de long terme, les relations de dépendance des mouvements boursiers subissent des changements structurels engendrés par les périodes de forte volatilité, et le rôle du marché américain en tant que producteur d'information semble admis (Eun et Shim (1989)). Dans la présente étude, la problématique de la transmission des mouvements boursiers est abordée à l'aide d'un modèle EGARCH multivarié. Comme l'ont montré Koutmos (1996) et Martikainen (1997), cette spécification permet en effet de décrire simultanément les interactions des rendements et de la volatilité des titres boursiers tout en minimisant les biais économétriques.

L'estimation des paramètres de transmission des mouvements boursiers indique que le marché américain influence de façon prédominante les rendements boursiers et agit en tant que producteur principal d'information. La crise boursière de 1997 entraîne cependant un changement structurel de la transmission des mouvements de prix puisque après le crash boursier, les rendements du marché américain ne mènent plus les mouvements des prix des marchés étrangers. En outre, les rendements boursiers sont fortement persistants sur un même marché et influencés par les marchés financiers dont la capitalisation boursière est la plus importante. Un faible réseau d'interdépendance des rendements boursiers apparaît au sein des marchés émergents du groupe B, soient l'Argentine, le Mexique et le Brésil.

L'estimation des paramètres de transmission de la volatilité des marchés boursiers des groupes A (États-Unis, Canada, Argentine, Chili et Mexique) et B (États-Unis, Canada, Argentine, Mexique et Brésil) montre l'interdépendance des volatilités boursières du marché américain et des marchés émergents. On observe également un réseau d'interactions des innovations des marchés boursiers émergents. Ainsi, le niveau de développement économique et la structure industrielle des pays émergents influenceraient la structure de transmission des innovations ; les relations économiques privilégiées constitueraient par ailleurs un autre canal de transmission des mouvements de volatilité boursière. De plus, la volatilité des marchés boursiers des groupes A et B subit un effet de persistance très important, en particulier au sein de la volatilité boursière des marchés émergents.

Ces résultats valident notre hypothèse 1 et mettent en évidence l'existence d'effets de transmission des mouvements de prix et de volatilité boursière.

D'autre part, la structure de transmission des innovations présente une asymétrie importante, vérifiée surtout sur l'ensemble de la période étudiée. Ce résultat confirme notre hypothèse 2 selon laquelle les transmissions d'innovations négatives sont de plus grande ampleur que les transmissions d'innovations positives de même taille. L'effet de levier des chocs de volatilité négatifs apparaît plus précisément dans la transmission des innovations négatives mexicaines et brésiliennes aux autres marchés émergents.

Après la crise boursière de 1997, les paramètres de transmission des chocs de volatilité sont moins significatifs. En outre, la structure des coefficients de corrélation est modifiée et indique que les rendements boursiers sont plus fortement

corrélés entre eux après le crash boursier. Ces résultats vérifient notre hypothèse 3 et montrent que les périodes de forte volatilité boursière engendrent des changements structurels.

L'analyse statistique des résidus de l'estimation du système EGARCH(1,1) multivarié montre que celui-ci corrige l'hétéroscédasticité présente dans les séries chronologiques de rendements boursiers (*hypothèse 4*). Il ne permet cependant pas de décrire les autocorrélations non-linéaires à l'intérieur d'un même marché boursier. Une spécification EGARCH multivarié d'ordre supérieur permettrait peut-être de modéliser ces autocorrélations. L'hypothèse de corrélation constante des rendements boursiers ne semble pas biaiser les résultats de l'estimation, à condition de tenir compte des changements de la structure de corrélation induits par les périodes de forte volatilité, soit en divisant l'horizon temporel, soit en incluant une variable dummy de saisonnalité.

Les résultats de cette étude ne nous permettent pas de définir précisément les facteurs d'influence de la transmission des mouvements boursiers ; un échantillon plus large de marchés boursiers mettrait plus nettement en évidence certains canaux de transmission. Cette limite de notre étude est due au modèle économétrique utilisé. En effet, bien que la spécification EGARCH multivariée soit, à ce jour, une des plus puissantes descriptions de la structure de transmission des mouvements boursiers, son utilisation pratique ne nous a pas permis de tester simultanément la structure de transmission des mouvements boursiers de plus de cinq marchés boursiers du fait du nombre de paramètres à estimer trop élevé. Au regard des caractéristiques propres à certains marchés boursiers, une modélisation plus approfondie de la variance

conditionnelle permettrait d'affiner la description des mouvements boursiers et donc le vecteur de paramètres à estimer. Nous avons par exemple montré que la volatilité boursière des marchés émergents est fortement persistante, la structure de la volatilité des marchés boursiers émergents pourrait être décomposée et ainsi détaillée dans la spécification de la variance du modèle EGARCH.

BIBLIOGRAPHIE

Arshanapalli Bala, Doukas John, 1993, « International stock market linkages : Evidence from the pre- and post-October 1987 period », *Journal of Banking and finance*, Vol 17, 193-208;

Baba Y., Engle R., Kraft D., et Kroner K., 1989, « Multivariate simultaneous Generalized ARCH », unpublished manuscript, University of California at San Diego, Dept of economics;

Bekaert G., Harvey C.R., 1997, « Emerging equity market volatility », *Journal of Financial Economics*, Vol.43, 29-78;

Bennett Paul, Kelleher Jeanette, été 1988, « The International Transmission of Stock Price Disruption in October 1987 », *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, New York ;

Berndt E.K., Hall H. B., Hall R. E., et Hausman J. A., 1974, « Estimation and inference in nonlinear structural models », *Annals of Economic and Social Measurement*, Vol. 4, 653-666 ;

Bollerslev Tim, 1986, « Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity », *Journal of Econometrics*, Vol. 31, 307-27;

Bollerslev Tim, 1987, « A conditional heteroscedasticity time series models for speculative prices and rates of return », *Review of economics and statistics*, Vol. 69, 542-547;

Bollerslev Tim, août 1990, « Modelling the coherence of in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized ARCH model », *The Review of Economics and Statistics*, Vol.72, 498-505;

Bollerslev T., Chou R.Y., Kroner K.F., 1992, « ARCH modeling in finance : A review of the theory and empirical evidence », *Journal of Econometrics*, Vol.52, 5-59;

Bollerslev Tim, Engle Robert F., 1993, « Common persistence in conditional variances », *Econometrica*, Vol. 61, No 1, 167-186;

Booth G Geoffrey, Koutmos Gregory, décembre 1995, « Asymmetric volatility transmission in international stock markets », *Journal of International Money and Finance*, Guildford, Vol. 14, No 6, 747-762;

Booth G Geoffrey, Martikainen Teppo, Tse Yiuman, juin 1997, « Price and volatility spillovers in Scandinavian stock markets », *Journal of Banking & Finance*, Amsterdam. Vol.21, 811-823;

Enders Walter, 1995, *Applied econometric time series*, Wiley series in probability and mathematical statistics, John Wiley and sons inc.;

Engle Robert F., juillet 1982, « Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation », *Econometrica*, Vol. 50, 987-1007;

Engle Robert F., Kraft David, 1983, « Multiperiod forecast error variances of inflation based on the ARCH model », A. Zellner, ed., *Applied time series analysis of economic data*. Washington, D.C : Bureau of the census, 293-302;

Engle R.F, Ito T., Lin W.-L., 1990, « Meteor showers or heat waves ? Heteroscedastic intra-daily volatility in the foreign exchange market », *Econometrica*, 58, 525-542;

Eun Cheol S., Shim Sandgal, juin 1989, « International transmission of stock markets movements », *Journal of financial and quantitative analysis*, Vol 24, No 2 241-255;

Garcia René, 1998, « Modèles d'évaluation des actifs financiers dans les marchés boursiers en émergence : Identification des facteurs de risque et tests de changement structurel », *L'Actualité économique, Revue d'analyse économique*, Vol.74, No 3, Septembre 1998;

Hamao Yasushi, Masulis Ronald W., Ng Victor, 1990, « Correlations in Price changes and volatility across international stock markets », *The review of financial studies*, Vol 3 No 2, 281-307;

Hamilton James D., 1994, *Time series analysis*, Princeton University press.

Harvey A.C, 1981, *The econometric analysis of time series*. Oxford, Philip Allan.

Nelson Daniel B, 1991, « Conditional heteroscedasticity in asset returns : A new approach » *Econometrica*, Vol. 59, 347-70;

Karolyi G Andrew, janvier 1995, «A multivariate GARCH model of international transmissions of stock returns and volatility : the case of the United States and Canada », *Journal of Business & Economic Statistics*, Alexandria, Vol. 13, No 1, 11-25;

King Mervyn A., Wadhvani Sushil, 1990, « Transmission of volatility between stock markets », *The review of financial studies*, Vol 3, No 1;

King Mervyn A., Wadhvani Sushil, Sentana Enrique, juillet 1994, « Volatility and links between national stock markets », *Econometrica*, Vol. 62, No 4, 901-933;

Koch Paul, Koch Timothy, 1991, « Evolution in dynamic linkages across daily national stock indexes », *Journal of International money and finance* », Vol. 10, 231-251;

Koutmos Gregory, Septembre 1996, « Modelling the dynamic interdependence of major European stock markets », *Journal of Business, Finance and Accounting*, Vol. 23, No 7;

Liu Y Angela, Pan Ming-Shiun, mars 1997, « Mean and volatility spillover effects in the U.S. and Pacific-Basin stock markets », *Multinational Finance Journal*, Camden;

Ng Victor K., Chang Rosita P., Chou Ray Y., 1991, « An examination of the behavior of Pacific-Basin stock market volatility », *Pacific-Basin Capital Markets Research*, Vol. II, 245-260;

Remolona Eli M., Autumn 1991, « Do International Reactions of Stock and Bond Markets Reflect Macroeconomic Fundamentals? », *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, New York;

Rogers John H, printemps 1994, « Entry barriers and price movements between major and emerging stock markets », *Journal of macroeconomics*, Vol.16, No 2, 221-241;

Roll Richard, 1989, « Price volatility, International market links, And their implications for Regulatory policies », *Journal of Financial Services Research*, Vol.3, 211-246;

Roll Richard, mars 1992, « Industrial structure and the comparative behavior of international stock market indices », *The journal of finance*, Vol. XLVII, No. 1, 3-41;

So Mike K.P., Lam K., Li W.K., mars 1997, « An empirical study of volatility in seven Southeast Asian stock markets using ARV models », *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 24, No 2, 261-275;

Song H., Liu X., Romilly P., janvier 1998, « Stock returns and volatility: An empirical study of Chinese stock markets », *International review of applied economics* , New York, Vol.12, 129-139;

Susmel Raul, Engle Robert F., 1994, « Hourly volatility spillovers between international equity markets », *Journal of International money and finance*, Vol.13, 3-25

Theodossiou Panayiotis, Lee Unro, hiver 1993, « Mean and volatility spillover across major national stock markets : Further empirical evidence », *The journal of financial research* Vol XVI, No 4;

To Minh Chau, Assoé Kodjovi G., 1996, « Dynamique des relations entre les marchés boursiers nord-américains et les marchés en émergence », *Revue canadienne des sciences de l'administration, ASAC*, 132-145;

Wei John K. C., Liu Yu-Jane, Yang Chau-Chen, Chaung Guey-Shiang, 1995, « Volatility and price change spillover effects across the developed and emerging markets », *Pacific-Basin Finance Journal, Elsevier Science*, Vol 3, 113-136;

ANNEXE

Programmation du système EGARCH multivarié
 pour les titres boursiers du groupe A du 1^{er} janvier 1993 au 31 décembre 1998
 Logiciel RATS Version 4.1

```

end xxx

cal(daily) 93 1 1
allocate 98:12:31
open data C:\rats\5prix.dat
data(format=free, org=obs) 93:1:1 98:12:31 usa can arg chi mex
set r1 93:1:1 98:12:31 = 100*log(usa/usa{1})
set r2 93:1:1 98:12:31 = 100*log(can/can{1})
set r3 93:1:1 98:12:31 = 100*log(arg/arg{1})
set r4 93:1:1 98:12:31 = 100*log(chi/chi{1})
set r5 93:1:1 98:12:31 = 100*log(mex/mex{1})

compute start=93:1:2, end=98:12:31

nonlin b10 b11 b12 b13 b14 b15 $
b20 b21 b22 b23 b24 b25 $
b30 b31 b32 b33 b34 b35 $
b40 b41 b42 b43 b44 b45 $
b50 b51 b52 b53 b54 b55 $
a10 a11 a12 a13 a14 a15 a20 a21 a22 a23 a24 a25 a30 a31 a32 a33 a34
a35 $
a40 a41 a42 a43 a44 a45 a50 a51 a52 a53 a54 a55 $
g1 g2 g3 g4 g5 c1 c2 c3 c4 c5 r12 r13 r14 r15 r23 r24 r25 r34 r35
r45

set u1 = 0.0
set u2 = 0.0
set u3 = 0.0
set u4 = 0.0
set u5 = 0.0

set v11 = 0.0
set v22 = 0.0
set v33 = 0.0
set v44 = 0.0
set v55 = 0.0

set v12 = 0.0
set v13 = 0.0
set v14 = 0.0
set v15 = 0.0
set v23 = 0.0
set v24 = 0.0
set v25 = 0.0
set v34 = 0.0

```

```
set v35 = 0.0
set v45 = 0.0
```

```
frml e1 = r1-b10-b11*r1{1}-b12*r2{1}-b13*r3{1}-b14*r4{1}-b15*r5{1}
frml e2 = r2-b20-b21*r1{1}-b22*r2{1}-b23*r3{1}-b24*r4{1}-b25*r5{1}
frml e3 = r3-b30-b31*r1{1}-b32*r2{1}-b33*r3{1}-b34*r4{1}-b35*r5{1}
frml e4 = r4-b40-b41*r1{1}-b42*r2{1}-b43*r3{1}-b44*r4{1}-b45*r5{1}
frml e5 = r5-b50-b51*r1{1}-b52*r2{1}-b53*r3{1}-b54*r4{1}-b55*r5{1}
```

```
frml z1 = abs(u1(t)/sqrt(v11(t)))-sqrt(2/%pi)+g1*u1(t)/sqrt(v11(t))
frml z2 = abs(u2(t)/sqrt(v22(t)))-sqrt(2/%pi)+g2*u2(t)/sqrt(v22(t))
frml z3 = abs(u3(t)/sqrt(v33(t)))-sqrt(2/%pi)+g3*u3(t)/sqrt(v33(t))
frml z4 = abs(u4(t)/sqrt(v44(t)))-sqrt(2/%pi)+g4*u4(t)/sqrt(v44(t))
frml z5 = abs(u5(t)/sqrt(v55(t)))-sqrt(2/%pi)+g5*u5(t)/sqrt(v55(t))
```

```
frml h11 = $
exp(a10+a11*z1{1}+a12*z2{1}+a13*z3{1}+a14*z4{1}+a15*z5{1}+c1*log(v11
{1}))
frml h22 = $
exp(a20+a21*z1{1}+a22*z2{1}+a23*z3{1}+a24*z4{1}+a25*z5{1}+c2*log(v22
{1}))
frml h33 = $
exp(a30+a31*z1{1}+a32*z2{1}+a33*z3{1}+a34*z4{1}+a35*z5{1}+c3*log(v33
{1}))
frml h44 = $
exp(a40+a41*z1{1}+a42*z2{1}+a43*z3{1}+a44*z4{1}+a45*z5{1}+c4*log(v44
{1}))
frml h55 = $
exp(a50+a51*z1{1}+a52*z2{1}+a53*z3{1}+a54*z4{1}+a55*z5{1}+c5*log(v55
{1}))
```

```
frml h12 = r12*sqrt(v11(t)*v22(t))
frml h13 = r13*sqrt(v11(t)*v33(t))
frml h14 = r14*sqrt(v11(t)*v44(t))
frml h15 = r15*sqrt(v11(t)*v55(t))
frml h23 = r23*sqrt(v22(t)*v33(t))
frml h24 = r24*sqrt(v22(t)*v44(t))
frml h25 = r25*sqrt(v22(t)*v55(t))
frml h34 = r34*sqrt(v33(t)*v44(t))
frml h35 = r35*sqrt(v33(t)*v55(t))
frml h45 = r45*sqrt(v44(t)*v55(t))
```

```
dec symm sigma
dec vect uvect
```

```
frml Lt = $
v11(t)=h11(t), v22(t)=h22(t), v33(t)=h33(t), v44(t)=h44(t),
v55(t)=h55(t), $
v12(t)=h12(t), v13(t)=h13(t), v14(t)=h14(t), v15(t)=h15(t), $
v23(t)=h23(t), v24(t)=h24(t), v25(t)=h25(t), v34(t)=h34(t),
v35(t)=h35(t), v45(t)=h45(t), $
u1(t)=e1(t), u2(t)=e2(t), u3(t)=e3(t), u4(t)=e4(t), u5(t)=e5(t), $
sigma= $
```

```

||v11(t)|v12(t),v22(t)|v13(t),v23(t),v33(t)|v14(t),v24(t),v34(t),$
v44(t)|v15(t),v25(t),v35(t),v45(t),v55(t)||, $
uvect=||u1(t),u2(t),u3(t),u4(t),u5(t)||, $
%logdensity(sigma,uvect)

```

```

linreg(noprint) r1; # constant r1{1} r2{1} r3{1} r4{1} r5{1}
compute b10=%beta(1), b11=%beta(2), b12=%beta(3), b13=%beta(4),$
b14=%beta(5), b15=%beta(6)
compute a10=log(%seesq), a11=0.07, a12=0.0, a13=0.0, a14=0.0,
a15=0.0,$
g1=0.0, c1=.80
compute v11(start)=%seesq, u1(start)=.03

```

```

linreg(noprint) r2; # constant r1{1} r2{1} r3{1} r4{1} r5{1}
compute b20=%beta(1), b21=%beta(2), b22=%beta(3), b23=%beta(4),$
b24=%beta(5), b25=%beta(6)
compute a20=log(%seesq), a21=0.00, a22=0.5, a23=0.0, a24=0.0,
a25=0.0,$
g2=0.0, c2=.75
compute v22(start)=%seesq, u2(start)=.04

```

```

linreg(noprint) r3; # constant r1{1} r2{1} r3{1} r4{1} r5{1}
compute b30=%beta(1), b31=%beta(2), b32=%beta(3), b33=%beta(4),$
b34=%beta(5), b35=%beta(6)
compute a30=log(%seesq), a31=0.00, a32=0.0, a33=0.2, a34=0.0,
a35=0.0,$
g3=0.0, c3=.70
compute v33(start)=%seesq, u3(start)=.024

```

```

linreg(noprint) r4; # constant r1{1} r2{1} r3{1} r4{1} r5{1}
compute b40=%beta(1), b41=%beta(2), b42=%beta(3), b43=%beta(4),$
b44=%beta(5), b45=%beta(6)
compute a40=log(%seesq), a41=0.00, a42=0.0, a43=0.0, a44=0.2,
a45=0.0,$
g4=0.0, c4=.73
compute v44(start)=%seesq, u4(start)=.034

```

```

linreg(noprint) r5; # constant r1{1} r2{1} r3{1} r4{1} r5{1}
compute b50=%beta(1), b51=%beta(2), b52=%beta(3), b53=%beta(4),$
b54=%beta(5), b55=%beta(6)
compute a50=log(%seesq), a51=0.07, a52=0.0, a53=0.0, a54=0.0,
a55=0.2,$
g5=0.0, c5=.80
compute v55(start)=%seesq, u5(start)=.03

```

```

compute r12=0.0, r13=0.0, r14=0.0, r15=0.0, r23=0.0, r24=0.0,
r25=0.0, r34=0.0, r35=0.0, r45=0.0

```

```

nlpar(subiterations=50)
maximize(method=simplex,recursive,iter=100) Lt start+1 end
maximize(method=bhhh,recursive,iter=200) Lt start+1 end

```

```

smpl start+1 end
dedit(new) a:resid5.rat
store u1 u2 u3 u4 u5
save

```

```
dedit(new) a:varian5.rat  
store v11 v22 v33 v44 v55  
save  
end 1
```