

Université de Strasbourg I

Faculté de Sciences Economiques

**EVALUATION EMPIRIQUE DES MECANISMES DE
TRANSMISSION DES CHOCS FONDAMENTAUX ET
NON FONDAMENTAUX VERS LES MARCHES BOURSIERS**

Thèse présentée pour l'obtention du titre de :
Docteur de L'Université de Strasbourg I

Présentée et soutenue publiquement par

Laurent ARGY

Directeur de recherche

Monsieur Jamel Trabelsi, Maître de Conférences à l'Université de Strasbourg I

Jury

Monsieur Patrick Roger, Professeur à l'Université de Strasbourg I

Mademoiselle Valérie Mignon, Professeur à l'Université de Paris X

Monsieur Gunther Capelle-Blancard, Professeur à l'Université de Paris X

Monsieur Eric Girardin, Professeur à l'Université d'Aix en Provence

Résumé

Cette thèse porte sur l'évaluation des effets de chocs fondamentaux et non fondamentaux sur les rendements boursiers et leurs volatilités, en particulier par le biais des volumes de transactions non anticipés. Le premier chapitre est consacré à une synthèse de la littérature relative à l'influence des informations publiques et privées sur les rendements boursiers et leurs volatilités conditionnelles. Le chapitre deux révèle l'influence prépondérante de la part non anticipée des volumes sur la volatilité boursière mais sans mettre en évidence un mécanisme d'apprentissage par le biais des volumes non anticipés sur l'ensemble des places boursières. Dans le chapitre trois, l'analyse des interactions entre les marchés boursiers et des chocs macroéconomiques montre que des chocs d'offre et de demande impliquent une réaction asymétrique des rendements boursiers. De plus, ces derniers sont indirectement liés aux taux de change et sont sensiblement influencés par des chocs de portefeuille qui revêtent une composante non fondamentale. Le chapitre quatre s'inscrit dans le contexte de la Finance Comportementale et qui suggère que les chocs transitoires peuvent influencer la composante fondamentale des prix boursiers par le biais de leur volatilité conditionnelle. Cette idée est compatible avec la mise en évidence d'un phénomène de racine unitaire sur les prix boursiers en présence d'une persistance des chocs de leur volatilité conditionnelle qui se révèle influencer indirectement les rendements boursiers. Dans le même temps, les volumes non anticipés se révèlent plus sensibles à la volatilité conditionnelle des chocs qu'à leurs effets directs, phénomène particulièrement observé en réaction à des chocs fondamentaux. Cette conclusion va dans le sens de l'hypothèse selon laquelle les volumes synthétisent la dispersion des opinions propice à un ralentissement de l'incorporation des chocs dans les prix boursiers. L'ensemble des résultats milite en faveur de l'étude conjointe de l'influence de variables internes et externes au marché boursier sur la dynamique des prix boursiers et met en évidence la contribution potentiellement centrale des effets indirects des chocs aux excès de volatilité boursière.

La Faculté n'entend donner aucune approbation ou improbation aux opinions émises dans les thèses. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leur auteur.

Remerciements

Je tiens tout d'abord à exprimer toute ma gratitude envers Jamel Trabelsi qui m'a soutenu tout au long de ces six années de travail et notamment dans les périodes de doute. Son engagement, ses encouragements et ses conseils très précieux ont joué un rôle décisif dans ma motivation à finaliser cette thèse. Je lui suis particulièrement reconnaissant des séances de travail dont il m'a fait régulièrement bénéficier et qui avaient fréquemment lieu les samedi et dimanche. Ses lectures attentives et les améliorations proposées ont été déterminantes pour la rédaction de ce projet.

J'adresse également mes remerciements aux membres du BETA pour leur accueil et notamment à Sukriye Tuysuz pour sa disponibilité et les échanges que nous avons eus. Je tiens à remercier vivement Yves Kuhry pour ses remarques et son aide qui ont conditionné la finalisation de ce travail ainsi que Danielle Génévé qui m'a régulièrement aidé dans mes démarches administratives.

J'aimerais également remercier les membres du jury pour avoir accepté de participer à la soutenance.

Enfin, un grand merci à mon épouse Sylvie pour la patience dont elle a fait preuve durant les nombreux moments où je me suis investi dans cette aventure.



Introduction générale

Le marché boursier joue un rôle essentiel dans le fonctionnement de l'économie car il permet aux entreprises de trouver des ressources financières nécessaires à leur développement. Généralement considéré comme un indicateur avancé de l'activité économique, le marché boursier fait l'objet d'une attention particulière des autorités monétaires qui l'utilisent comme courroie de transmission de la politique monétaire vers la sphère réelle. En particulier, les crises récurrentes enregistrées dans les années 1990 ont avivé un débat sur la nécessité ou non d'introduire les prix boursiers dans la fonction de réaction des banques centrales afin de limiter la volatilité boursière. L'appréhension des mécanismes régissant la dynamique des prix boursiers se révèle donc primordiale afin d'éviter que des turbulences trop brutales n'affectent la confiance des investisseurs et que l'épargne ne se détourne du marché boursier.

Théoriquement, dans le cadre d'un marché efficient, les prix s'ajustent instantanément aux informations publiques et privées et la volatilité des cours boursiers doit refléter la volatilité des facteurs fondamentaux déterminant la valeur des ac-

tions. Pourtant, dès le début des années 1980, Shiller (1981), notamment, réfute le concept d'efficience en montrant que la volatilité du marché boursier est beaucoup trop forte pour pouvoir être expliquée par les seules variations de dividendes anticipés actualisés. Depuis, l'accroissement de la vitesse de transmission des informations économiques et financières s'est régulièrement accompagné de turbulences boursières difficilement justifiables par le modèle de valorisation présente. En effet, la généralisation des marchés électroniques dans les années 1990 a permis une prise en compte plus immédiate des informations a priori réductrice de volatilité. Cependant, la diffusion d'informations peu fiables ou des interprétations relevant de comportements mimétiques peuvent provoquer des renversements d'opinions fréquents propices à de fortes variations des cours boursiers. Ces phénomènes ont été régulièrement avancés comme explication à l'élévation des pics de volatilité et à l'augmentation de leur durée sur la plupart des principales places boursières mondiales entre 1997 et 2003.

La question de l'excès de volatilité renvoie à celle de la vitesse d'ajustement des prix boursiers aux informations. L'hypothèse d'efficience implique que l'arrivée d'informations engendre l'obtention d'un consensus très rapide quant à leurs implications sur la valeur fondamentale des actifs risqués. Pourtant, de nombreuses études théoriques et empiriques concluent à une incorporation graduelle des informations fondamentales et non fondamentales dans les prix boursiers génératrice de volatilité. En microstructure, les modèles d'asymétrie d'informations postulent que la confrontation entre les traders informés et non informés est source d'inefficience. Selon Glosten et Milgrom (1985) et Kyle (1985), les traders informés tentent de maximiser leurs gains d'arbitrages en camouflant leurs interventions afin de retarder la découverte par le marché du contenu de leurs informations privées. En revanche, Shalen (1993) avance que les excès de volatilité proviennent des traders non informés qui ne savent pas distinguer les ordres liés à des besoins de liquidité

des ordres spéculatifs. La fréquente révision de leurs croyances peut ainsi engendrer des fluctuations de prix du fait de leur tendance à échanger plus longtemps en regard des traders informés après la révélation de l'information. Ainsi, la volatilité ressort positivement liée à la dispersion des croyances résultant de la confrontation entre les deux catégories de traders. Parallèlement, l'étude de la relation entre la volatilité et les volumes de transactions a fait l'objet d'un regain d'intérêt depuis le krach d'octobre 1987. Dans le cadre des théories des flux d'information (Clark 1973) comme de dispersions des croyances (Shalen 1993), les volumes exercent une influence positive sur la volatilité mais peuvent également faciliter un apprentissage propice à une limitation des excès de volatilité (Blume et al 1994). Depuis la fin des années 1990, le recours aux flux d'ordres ¹ a permis de mieux comprendre le processus d'incorporation de nouvelles économiques sur les marchés financiers et particulièrement sur les marchés de change (Evans et Lyons 2002, 2003 et 2005) et obligataires (Green 2004). Dans ce cadre, les flux d'ordres ont été révélés comme des vecteurs de transmission de la dispersion des croyances induite par les surprises contenues dans les nouvelles macroéconomiques dont l'effet direct sur les prix est minoritaire.

L'hétérogénéité des anticipations, potentiellement véhiculée par les volumes de transactions, joue également un rôle majeur dans le domaine de la Finance Comportementale qui privilégie le rôle des comportements irrationnels ("noise" trading) dans l'explication des excès de volatilité. Les phénomènes de sur-réaction ou de sous-réaction des prix boursiers qui peuvent provenir d'une mauvaise interprétation des nouvelles publiques (Barberis et al 1998) comme d'un excès de confiance dans la qualité des informations privées (Daniel et al 1998) impliquent l'existence d'une divergence des opinions issus de la confrontation entre les "noise" traders et les fondamentalistes. Par extension, on peut s'attendre à des répercussions sur

¹nombre de titres achetés (+1) nets du nombre de titres vendus (-1)

la dynamique des échanges qui semble par ailleurs étroitement corrélée avec les phénomènes de bulles et de krachs (Shiller 1989, Olek et Richardson 2003). Les volumes de transactions sont susceptibles de jouer un rôle central dans la transmission de comportements non rationnels vers les prix boursiers par l'intermédiaire du feedback trading (Sentana et al 1992). Ce mode d'échange conditionné par la seule observation des performances passées au détriment de l'analyse de l'évolution des fondamentaux est susceptible de créer des bulles propices à de violentes corrections des prix d'actifs assimilées à des sur-réactions.

Cette mutation récente des marchés boursiers a motivé le développement d'un nouvel axe de recherche centré sur la modélisation de la volatilité conditionnelle des rendements boursiers alors que l'analyse du comportement stochastique des séries boursières était jusqu'alors cantonnée à la représentation des premiers moments conditionnels. Diverses études ont montré que les rendements boursiers ont des propriétés statistiques différentes de celles postulées par l'économétrie traditionnelle. Déjà Mandelbrot (1963) et Fama (1965) observèrent un phénomène de regroupement (clustering) de volatilité tel que "*... de grandes variations tendent à être suivies par de grandes variations - quel qu'en soit le signe - et de petites variations tendent à être suivies par de petites variations...*". Ils mirent également en évidence que les distributions non conditionnelles des rendements sont régulièrement leptokurtiques dans la mesure où l'épaisseur importante des queues de distributions traduit leur non normalité. Les modèles Auto Regressive Conditional Heteroskedastik ou ARCH d'Engle (1982) et General Auto Regressive Conditional Heteroskedastik ou GARCH de Bollerslev (1986) ont initié l'établissement du lien formel entre le comportement de la volatilité conditionnelle et l'épaisseur des queues de distribution. Cette formalisation permet de quantifier le phénomène de persistance de la volatilité qui survient lorsqu'un choc contemporain influence l'espérance de celle-ci jusqu'à un horizon lointain. Par la suite, les modèles GARCH

asymétriques (Nelson 1991, Glosten et al 1993, Zakoïan 1994) rendirent compte du comportement asymétrique de la volatilité qui semble réagir plus fortement aux informations négatives qu'aux informations positives (Black 1976, Christie 1982). Plus récemment, Jorda et Salyer (2003) ont développé la technique SVAR-GARCHM afin de permettre de mesurer l'impact de la révision de l'incertitude induite par un choc sur les premiers moments d'un modèle VAR structurel par le biais de la composante "In Mean". Dans un contexte où la composante permanente des prix boursiers est essentiellement attribuée aux fondamentaux et non aux chocs transitoires, cette méthode privilégie l'évaluation du rôle de la volatilité conditionnelle dans la transmission de chocs fondamentaux et non fondamentaux ou transitoires vers les rendements boursiers.

Dans ce cadre, cette thèse comporte trois objectifs principaux. Le premier objectif consiste à examiner le rôle des volumes de transactions comme canal indirect de transmission d'informations fondamentales et non fondamentales vers la volatilité boursière. Nous nous focalisons sur la composante non anticipée des volumes qui émerge comme une source prépondérante de volatilité au détriment de leur composante anticipée (Bessembinder et Seguin 1993, Avouyi-Dovi et Jondeau 1997). Le deuxième objectif tient à l'évaluation des relations "directes" entre des chocs économiques et financiers et des rendements boursiers sans la prise en compte des volumes de transactions. Cette démarche repose sur l'établissement de fonctions de réponse impulsionnelles à des chocs structurels sous des contraintes économiques de long terme. Nous serons amenés à comparer les effets de chocs boursiers et de chocs purement fondamentaux sur les rendements boursiers dans l'optique d'apporter un premier éclairage sur la source directe de leur variabilité. Enfin, les conséquences des comportements irrationnels sur les prix boursiers postulées en Finance Comportementale conjuguées à l'hypothèse d'un lien étroit entre la volatilité boursière et les volumes de transactions conditionnent le troisième objectif. Celui-ci porte sur

l'examen des interactions entre des rendements boursiers, des volumes de transactions non anticipés et une proxy de fondamentaux non économiques directement et surtout indirectement par le biais des volatilités conditionnelles des chocs. En effet, les phénomènes de sous-réactions et de sur-réactions des prix boursiers avancés par la Finance comportementale suggèrent que les effets des chocs fondamentaux (Barberis et al 1998) et non fondamentaux (Daniel et al 1998) ne sont pas seulement transmis directement aux prix boursiers mais sont également véhiculés par les volatilités conditionnelles des chocs. L'évaluation comparée des effets directs et indirects nous conduira à nous prononcer sur l'importance du canal indirect formé par les volatilités conditionnelles des chocs et à estimer leur impact sur les volumes de transactions non anticipés.

Le chapitre un consiste en une revue de la littérature empirique et théorique consacrée à l'influence de l'information privée et publique sur la dynamique des prix boursiers. Cette synthèse porte en premier lieu sur l'impact de variables de microstructure sur les prix boursiers (Clark 1973, Lamoureux et Lastrapes 1990, Blume et al 1994, Evans et Lyons 2002,2003 et 2005). La deuxième partie porte sur les interactions entre les marchés boursiers, les sphères réelle, monétaire et les taux de change (Fama 1981, Gavin 1989, McQueen et Roley 1993, Fraser et Groenewold 2005). La troisième partie est centrée sur les explications privilégiant les facteurs psychologiques dans la dérive des prix boursiers de leur valeur fondamentale. Cette démarche définit l'objet de la Finance comportementale qui conduit à remettre en cause l'hypothèse centrale selon laquelle la dynamique de long terme des prix boursiers est pilotée par des anticipations rationnelles impliquant la seule influence des facteurs fondamentaux, en particulier des chocs d'offre.

L'examen des mécanismes de transmission des informations vers les marchés boursiers est initié dans le chapitre deux qui est consacré à l'étude du lien entre les volatilités conditionnelles des rendements d'indices boursiers nationaux et les

parts anticipées et non anticipées des volumes de transactions associés. La décomposition des volumes permet d'examiner la validité de l'hypothèse de mélange des distributions ou MDH avancée par Clark (1973) qui implique un impact significativement positif des volumes de transactions sériellement corrélés sur la volatilité. Par ailleurs, l'inclusion des volumes non anticipés retardés dans les équations des volatilités conditionnelles des rendements boursiers conduira à se prononcer sur la présence d'un phénomène d'apprentissage (Blume et al 1994).

Le troisième chapitre porte sur l'appréhension des relations dynamiques entre les rendements boursiers et des variables externes au marché boursier. Cette approche est motivée par l'assimilation fréquente des prix boursiers à des indicateurs avancés de l'activité économique et de l'inflation future, hypothèse qui implique une sensibilité des prix boursiers à des chocs réels, monétaires voire de change. Dans cette optique, la distinction des chocs réels en chocs d'offre et de demande fait ressortir des interactions asymétriques entre les rendements boursiers et la sphère réelle, résultat en accord avec l'observation régulière d'une influence du contexte économique sur la nature des anticipations engendrées par les nouvelles économiques (McQueen et Roley 1993, Boyd et al 2001). De plus, les rendements boursiers se révèlent particulièrement réactifs à des chocs d'offre et à des chocs de portefeuille, lesquels sont de nature non fondamentale mais aussi fondamentale dans la mesure où ils peuvent refléter des informations économiques étrangères ou encore l'influence de la prime de risque.

En Finance Comportementale, l'importance accordée à l'influence des comportements irrationnels sur l'évolution des prix boursiers pose la question de la contribution des chocs transitoires à la composante fondamentale des prix boursiers. Plus généralement, on peut se demander si les volatilités conditionnelles des chocs fondamentaux et non fondamentaux véhiculent des effets indirects des chocs vers les rendements boursiers et dans quelle mesure les volumes non anticipés agissent

comme des vecteurs de la dispersion des croyances en réaction à ces chocs. Ce thème est abordé dans le chapitre quatre où l'application préalable du test de Seo (1999) permet de se prononcer quant à l'éventualité d'une répercussion de la volatilité conditionnelle de marché sur les rendements boursiers. Le test montre la présence d'une non stationnarité conjoncturelle sur les indices boursiers et les volumes de transactions par le biais d'une volatilité conditionnelle hétéroscédastique persistante. L'utilisation d'un modèle AR-GARCHM(1,1) appliqué aux rendements boursiers révèle que ces derniers sont influencés positivement et significativement par leur volatilité conditionnelle, conclusion qui va dans le sens du résultat du test de Seo. Le recours au modèle SVAR-GARCHM(1,1) proposé par Jorda et Salyer (2003) rend compte des interactions potentielles entre les rendements boursiers, les volumes non anticipés et des fondamentaux directement par le biais de la composante SVAR et indirectement par l'intermédiaire des composantes GARCH et GARCHM. Il ressort que la révision de l'incertitude engendrée par un choc n'est susceptible d'influencer sensiblement les réponses des variables endogènes que pour un niveau de choc minimal. Dans ce cadre, les volumes de transactions non anticipés sont généralement plus sensibles à la volatilité conditionnelle des chocs qu'à leurs effets directs et se révèlent plus réactifs à des chocs fondamentaux qu'à des chocs de portefeuille. Globalement, les résultats vont à l'encontre de l'hypothèse généralement acceptée selon laquelle la composante fondamentale des prix boursiers n'est affectée que par des chocs permanents tels que des chocs d'offre dans la mesure où des chocs boursiers transitoires peuvent affecter les rendements boursiers par le biais des volatilités conditionnelles de ces premiers.

Chapitre un

Contribution de l'information privée et
publique à la formation des prix d'actifs :
une revue de la littérature

Contribution de l'information privée et publique à la formation des prix d'actifs : une revue de la littérature

1.1. Introduction

Dans la littérature consacrée à l'évaluation des déterminants des prix boursiers, les facteurs fondamentaux et l'information privée jouent un rôle central par le biais de canaux internes et externes. Les canaux internes sont généralement liés au mode de fonctionnement des marchés dont l'impact sur les prix boursiers est analysé par la microstructure. Dans ce cadre, les variables de marché telles que le spread ou les volumes de transactions sont fréquemment assimilés à des vecteurs de transmission de l'information privée et de l'hétérogénéité des anticipations issue d'informations publiques. Alternativement, le modèle de valorisation présente implique une relation étroite entre les prix boursiers et les informations publiques issues de sphères économiques et financières par le biais de canaux externes au marché boursier. Cependant, les fréquents excès de volatilité boursière enregistrés depuis le début des années 1990 ont remis en cause l'aptitude de l'évolution des fondamentaux à rendre compte de la dynamique des prix boursiers. Cette difficulté a motivé l'émergence de la Finance Comportementale qui avance le rôle des facteurs non fondamentaux dans l'explication de la dérive des prix boursiers de leur valeur fondamentale.

La première section porte sur l'analyse par le biais de la microstructure de la contribution de facteurs de marché internes à l'évolution des prix boursiers. Ce domaine se démarque du cadre traditionnel d'évaluation des prix où les modèles reposent sur l'hypothèse forte de perfection des marchés. Sous cette hypothèse, la formation des prix est indépendante de l'effet des coûts de transactions, du comportement des opérateurs, de la transmission d'ordres, des règles d'échanges et de la révélation d'informations. Ces éléments réputés exercer une influence sur les prix, sont étudiés par la microstructure dans l'optique d'une meilleure compréhension des procédés d'allocations des biens et des services avec des implications dans la régulation des marchés et la formulation de nouvelles règles d'échanges. Les coûts et les risques supportés par les agents varient en fonction de l'organisation des échanges. Dans ces conditions, la structure d'un marché exerce une influence déterminante sur les stratégies d'offre et de demande des parties prenantes au processus de transactions et sur le mode de formation du spread bid-ask considéré comme une mesure de la liquidité, paramètre fondamental dans le mode de formation des prix¹. Le lien entre le spread et la liquidité est évoqué dans un article de Demsetz (1968) dont l'analyse directe de l'influence du mécanisme d'échange sur la formation des prix a ouvert la voie aux modèles d'inventaires, centrés sur les coûts de transactions. Ces modèles ont marqué l'apparition de l'étude des prix d'actifs sous l'angle microéconomique dans un contexte où les prix des titres étaient essentiellement rattachés à des phénomènes macroéconomiques. Par la suite, Bagehot (1971) a avancé l'existence d'une asymétrie d'information entre les investisseurs. Cette impulsion a motivé le développement des modèles d'asymétrie d'information centrés sur les répercussions de la confrontation entre les traders informés et non informés sur les prix boursiers. En particulier, les volumes de transactions semblent

¹Une revue détaillée des différents modes d'organisation des marchés financiers est présentée dans l'ouvrage de Biais, Foucault et Hillion (1997)

jouer un rôle essentiel dans la transmission de l'information privée et de la dispersion des croyances vers les prix boursiers dont la volatilité s'explique difficilement par le changement de la moyenne des croyances induit par la diffusion de nouvelles publiques.

La deuxième section se réfère aux études portant sur l'impact des nouvelles publiques sur les prix boursiers et sur l'examen des interactions entre les sphères boursières, monétaire, réelle et de change. Dans le cadre du modèle de valorisation présente, des nouvelles publiques engendrent des anticipations sur les profits futurs et leur taux d'actualisation dont l'importance est conditionnée par l'environnement économique. Cette particularité du marché boursier est propice à une asymétrie des réponses des prix boursiers aux informations publiques en fonction de la nature des anticipations privilégiées. Ce phénomène a été révélé par McQueen et Roley (1993) dans un contexte où la plupart des études antérieures concluaient à un impact non significatif des informations publiques sur les prix boursiers. Depuis quelques années, les analyses consacrées à cette question tiennent compte des interactions potentielles entre les sphères économiques et financières. Les travaux de Gavin (1989) ont permis d'envisager une relation de long terme indirecte entre les marchés boursiers et de change par le biais de la sphère réelle dans un environnement où des liens directs restent difficiles à établir. De plus, la scission entre les chocs d'offre et de demande permet de confirmer l'asymétrie de l'effet d'une même information publique selon les conditions économiques dans lesquelles celle-ci est diffusée.

La troisième section se focalise sur les principaux fondements de la Finance Comportementale. Dans ce cadre, les interventions des traders irrationnels ou "noise traders" sont propices à une dérive des prix boursiers de leur valeur fondamentale incompatible avec l'hypothèse d'efficience. Ce phénomène résulterait de la sur-réaction et la sous-réaction des investisseurs aux informations publiques et privées en raison d'un excès de confiance en leurs propres opinions. Généralement,

l'autocorrélation positive à court terme des rendements boursiers ("momentum") est assimilée au phénomène de sous-réaction tandis que le retour des prix vers leur moyenne constitue une phase de correction associée à une sur-réaction. Des stratégies contraires ² impliquent une sur-réaction des prix boursiers aux informations (DeBondt et Thaler 1985) tandis que l'achat de titres dont les prix montent et la vente de ceux dont les prix baissent conduisent au phénomène de "momentum" (Jegadeesh et Titman 1993, Chan et al 1996). Selon Barberis et al (1998), les prix boursiers sur-réagissent et sous-réagissent aux nouvelles publiques en raison des erreurs d'interprétation formulées par les traders. En revanche, Daniel et al (1998) avancent que le rôle central de l'excès de confiance des investisseurs dans la qualité de leur information privée pour expliquer ces mécanismes. Par ailleurs, l'irrationalité des comportements permet d'expliquer le feedback trading qui semble étroitement associé à l'émergence et au développement des bulles boursières telles que celles enregistrées au cours des années 1990. Ainsi, la microstructure et la Finance Comportementale conduisent à envisager des interactions dynamiques entre les prix boursiers et les volumes de transactions.

1.2. Contenu informationnel des règles d'échanges

1.2.1 Impact des coûts de transactions explicites sur le spread

L'examen du rôle du teneur de marché est central dans les analyses de microstructure dont les fondements ont été élaborés pour les marchés d'actions. Demsetz (1968) part de la simple observation qu'un échange peut induire un coût. Celui-ci peut être explicite (charges diverses) ou implicite en reflétant les coûts liés à

²achat de titres historiquement perdants et vente de titres historiquement gagnants

l'exécution immédiate d'une transaction. L'hypothèse de coûts implicites encore appelés coûts d'immédiateté met en exergue la fonction essentielle du teneur de marché qui est de compenser les déséquilibres temporaires entre l'offre et la demande par des achats ou des ventes sur son propre stock d'actif. Ceci introduit la dimension temps de l'offre et de la demande d'actifs qui joue un rôle prépondérant en microstructure. En effet, à tout moment, il n'est pas garanti que le nombre d'agents vendeurs soit égal au nombre d'agents acheteurs, autrement dit qu'il y ait un prix d'équilibre. Demsetz postule que ce déséquilibre peut être compensé en payant un coût d'immédiateté. S'il y a plus d'acheteurs que de vendeurs, le prix offert à l'achat peut être augmenté afin d'attirer les vendeurs, tout comme le prix demandé à la vente peut être baissé s'il y a plus de vendeurs que d'acheteurs. Dans cette analyse, le teneur de marché est considéré comme un producteur de liquidité dont les prix à l'achat et à la vente reflètent les coûts de production. La fourchette de prix assure alors le profit minimum pour supporter ces coûts de transactions.

Le spread peut également être fixé selon un mode plus dynamique dans l'optique d'une rémunération du teneur de marché en contrepartie du risque associé à la détention non optimale d'actifs risqués. Dans ce cadre, la position des teneurs de marchés est censée déterminer leur tendance à se porter acheteurs ou vendeurs. S'ils détiennent un stock d'actif risqué conséquent, ils sont peu désireux d'accroître cette position et sont enclins à en revendre une partie d'où la cotation d'un prix ask à la baisse. En revanche, si leur position est proche de zéro, voire négative, ils souhaitent augmenter leur stock d'actif d'où un prix bid à la hausse. Ce phénomène conduit à la notion de cible d'inventaire vers laquelle le teneur de marché souhaite converger. Dans cette optique, celui-ci fixe la fourchette de prix en anticipant l'impact des transactions qu'il s'engage à accepter sur sa position future. Ainsi, un prix à l'achat ou à la vente reflète l'impact qu'aurait la transaction sur la position du teneur de marché qui s'est défini une cible d'inventaire. Cette hypothèse de détermination

dynamique du spread est au centre des travaux de Garman (1976), Amihud et Mendelsohn (1980), et Ho et Stoll (1981-1983).

La question traitée par Garman (1976) porte sur la relation entre les changements de prix et les flux d'ordres dans un contexte de déséquilibre entre l'offre et la demande d'actions. L'apport principal de son analyse en regard de l'approche de Demsetz tient au traitement intertemporel du problème de l'inventaire. Garman considère un teneur de marché neutre au risque en monopole qui maximise son espérance de profit. Il fixe le prix ask auquel il accepte de vendre et le prix bid auquel il accepte d'acheter dans le contexte d'un horizon infini mais où les prix sont fixés une seule fois en début de période. L'incertitude est introduite en postulant que le taux d'arrivée des ordres suit un processus stochastique. Les taux d'arrivée des ordres de ventes au teneur de marché sont fonctions décroissantes des prix à l'inverse des taux d'arrivée des ordres d'achats. Sous cette hypothèse où le teneur de marché recherche une position d'inventaire nulle, Garman montre que ce dernier est conduit à fixer un prix ask supérieur au prix bid afin de maximiser son espérance de profit et de réduire sa probabilité de ruine. Dans cette approche, le rôle de l'inventaire apparaît paradoxal. En effet, ce paramètre détermine la viabilité du teneur de marché dont la probabilité de ruine n'est pas nulle mais sans jouer de rôle explicite dans sa problématique de décision puisque les prix sont seulement définis en début de période.

Il paraît plus réaliste de considérer que les changements de prix interviennent en fonction d'une position d'inventaire qui évolue dans le temps. C'est l'objet de l'article d'Amihud et Mendelsohn (1980) qui reformulent l'analyse de Garman afin d'incorporer explicitement le rôle de l'inventaire dans le processus de formation des prix. Ils montrent que lorsque la position d'inventaire s'accroît, le teneur de marché abaisse ses prix ask et bid alors que si la position diminue, il augmente ses prix ask

et bid. Dans ce cadre, le teneur de marché se fixe une position d'inventaire préférée et ajuste ses prix dès que la position effective s'éloigne de cette cible. Alors que dans le modèle de Garman le spread est partiellement issu d'un souci de réduction de la probabilité de ruine, il traduit dans l'approche d'Amihud et Mendelsohn le souci de maximisation de l'espérance de profit. Le spread reflète un pouvoir de marché du teneur de marché en monopole ne joue pas de rôle dans la viabilité du marché mais reflète essentiellement un coût de transaction.

Ho et Stoll (1981) proposent un cadre multipériodes où le flux d'ordres et les rendements du portefeuille du teneur de marché sont stochastiques. L'horizon est supposé fini de sorte que l'écoulement du temps affecte le choix du teneur de marché dont la politique optimale de pricing est une fonction qui spécifie les prix ask et bid. A l'instar de Garman (1976), les taux d'arrivée des ordres d'achats et de ventes au teneur de marché sont stochastiques et dépendent des prix bid et ask. Ainsi, les prix du teneur de marché influencent la probabilité que la prochaine transaction soit un achat ou une vente mais sans garantie qu'une telle transaction survienne. En conséquence, le teneur de marché fait face à une incertitude quant aux flux d'ordres et donc quant au temps dont il dispose pour réajuster sa position d'inventaire. De plus, le modèle suppose que la vraie valeur de l'action est fixée et invariante dans le temps de sorte que ce vrai prix sert de pivot pour la fixation des prix ask et bid. Enfin, le niveau d'inventaire suit un processus stochastique fonction de la vraie valeur de l'action et non des prix de transactions de sorte que les prix ask et bid ne jouent aucun rôle explicite dans l'évaluation de l'inventaire. Ces hypothèses amènent Ho et Stoll à révéler des propriétés importantes du comportement optimal du teneur de marché en montrant tout d'abord que le spread dépend de l'horizon de temps. Lorsqu'il se rapproche de la fin de l'horizon de transaction, le risque du teneur de marché diminue de sorte qu'avec un temps résiduel nul il fixe un spread de monopole risque neutre qui dépend des pentes des fonctions d'offre et de demande.

Quand l'horizon de temps s'accroît, le spread augmente afin de compenser l'aversion au risque du teneur de marché. Autrement dit, le spread peut être décomposé en un spread neutre au risque et un ajustement à l'incertitude. De plus, le spread apparaît indépendant du niveau d'inventaire. Dans ce modèle, le teneur de marché influence le processus d'arrivée des ordres en modifiant le spread relativement au vrai prix de l'action. Par exemple, si le vrai prix de l'action est de 50, le teneur de marché peut fixer les prix ask et bid respectivement à 52 et 48 en première période. Si le prochain ordre est une demande de vente au teneur de marché, celui-ci accroît sa position d'inventaire. Il est donc incité à baisser les prix qui peuvent être fixés à 51 et 47 de façon à augmenter la probabilité de survenance d'un ordre d'achat afin de rééquilibrer son portefeuille. L'introduction de la dimension temps tend donc à faire apparaître le spread comme un processus mean reverting.

Une hypothèse commune aux modèles présentés jusqu'ici tient à la présence d'un seul spécialiste fournisseur d'immédiateté aux agents alors qu'il peut y avoir concurrence entre les teneurs de marché.

Ho et Stoll (1983) envisagent ce cas avec des teneurs de marché qui peuvent également échanger avec le public. Théoriquement, le problème de décision de chaque teneur de marché doit dépendre de la décision des autres spécialistes puisque le public recherche les meilleurs prix. Ceci implique de déterminer la stratégie optimale de chaque spécialiste en fonction de ses anticipations relatives aux comportements des concurrents. Ho et Stoll se cantonnent toutefois au cas de deux teneurs de marché en concurrence qui évoluent dans un modèle à une période où l'information relative à la richesse et l'inventaire de chacun est parfaite. Les auteurs montrent que le spread est établi comme en situation de monopole avec une amplitude déterminée par les positions d'inventaires de chaque teneur de marché. De plus, l'augmentation du nombre de concurrents contribue à réduire le spread du fait d'une plus grande

liquidité. Cette analyse, par l'introduction d'une dimension spatiale liée à l'hypothèse de concurrence entre teneurs de marché, est complémentaire aux approches basées sur la prise en compte de la dimension temps.

Parallèlement aux explications privilégiant les coûts de transactions explicites comme sources de la dynamique des prix ask et bid, un autre courant s'est développé quant à l'hypothèse d'une rémunération du teneur de marché en compensation d'un risque d'asymétrie d'information dont les effets, présents sur le long terme, vont à l'encontre de l'hypothèse d'efficience forte.

1.2.2 Emergence de l'influence de l'information privée

L'origine des modèles d'information est attribuée à Bagehot (1971) qui part du principe qu'il y a une distinction entre les gains de marché et les gains d'échange. Dans le cadre de la première notion, la plupart des investisseurs réalisent des gains lorsque les prix montent et des pertes lorsque les prix baissent. Comme au cours du temps, les prix tendent à monter et à descendre, on peut s'attendre à ce que les investisseurs obtiennent un taux de rendement neutre au risque. La seconde notion en revanche, suggère que des coûts d'information induisent une perte chez l'investisseur moyen en regard du rendement du marché. Ce coût apparaît du fait de la présence de traders qui détiennent une information complémentaire. Ils achètent lorsqu'ils savent que le prix courant est sous-évalué et vendent lorsque ce prix est sur-évalué. Par ailleurs, ces traders ont le choix de ne pas échanger contrairement aux teneurs de marché. En conséquence, celui-ci sait que s'il échange avec un trader informé, il perd toujours. Il est donc contraint de compenser ses pertes en réalisant des gains sur les traders non informés à l'aide d'une fixation adéquate du spread bid-ask.

Des prix imparfaitement révélateurs de l'information privée

Bagehot révèle l'importance de l'information privée qui est à la base de l'hypothèse d'efficience forte. Par définition, lorsqu'un marché est efficient au sens fort, il est impossible de tirer parti d'informations publiques et privées relatives à un actif afin de prévoir l'évolution des prix. C'est la forme d'efficience la plus difficile à admettre et à démontrer. Grossman (1976) dans son analyse de l'asymétrie d'information entre investisseurs montre qu'il est possible d'obtenir des équilibres tels que les prix reflètent toute l'information des agents informés ce qui valide l'efficience forte. En d'autres termes, un agent qui n'observe que le prix d'équilibre est en mesure de formuler les mêmes anticipations qu'un agent observant les signaux reçus par chaque initié et disposant donc de toute l'information privée disponible. Si un investisseur possède une information lui indiquant qu'une action est sous évaluée, il peut réaliser un gain d'arbitrage par une opération d'achat. Mais cet accroissement de la demande va provoquer une augmentation de prix qui signale au marché que certains agents considèrent l'action sous évaluée. Si les agents non informés anticipent correctement la relation entre le prix et l'information de l'initié, ils peuvent, pour chaque niveau de prix, inférer l'information privée rattachée.

Ce raisonnement sera fréquemment critiqué par la suite, à l'instar de Grossman et Stiglitz (1980) qui montrent que l'efficience forte n'est pas compatible avec l'existence de coûts d'informations supportés par des agents informés. Ils postulent que si les prix d'équilibres transmettent toute l'information privée, les agents informés ne peuvent réaliser des profits supérieurs à ceux obtenus par les agents non informés. Dans ces conditions, aucun agent n'a intérêt à payer un coût pour s'informer et les prix d'équilibre ne peuvent donc transmettre aucune information privée. Les auteurs concluent à l'incompatibilité de l'efficience forte avec l'existence d'un équilibre et suggèrent que l'obtention d'équilibres en présence de traders informés n'est possible que si les prix d'équilibre ne sont pas parfaitement révélateurs. Cette

hypothèse correspondrait par exemple au cas de gérants de portefeuilles qui profitent d'une situation d'asymétrie d'information en regard des investisseurs non informés. Les gérants peuvent ainsi détourner à leur profit les performances en excès du rendement de marché en ajustant leur rémunération. Si une information privée permet d'obtenir une performance supplémentaire de 1% par rapport au marché, les gérants peuvent augmenter leur rémunération de 1% de façon à ce que frais déduits, la performance du fonds reste proche de celle du marché.

La confrontation entre traders informés et non informés, évoquée par Grossman et Stiglitz, est au cœur de l'analyse du processus d'incorporation de l'information privée dans les prix. La présence de traders informés peut être détectée par référence à la nature des transactions comme l'ont montré Glosten et Milgrom (1985).

Des transactions révélatrices des traders informés

Glosten et Milgrom (1985) ont mis en lumière la capacité des transactions à révéler des informations détenues par les traders informés sur un marché compétitif sans coûts de transactions et où tous les participants sont neutres au risque. Ils supposent que si les traders informés peuvent réaliser des gains d'arbitrage, c'est au détriment des traders non informés encore appelés liquidity traders. Ces derniers n'échangent pas sur la base d'une stratégie spéculative mais seulement pour des raisons exogènes au modèle. Glosten et Milgrom postulent que les traders informés n'achètent pas s'ils ont connaissance d'une mauvaise nouvelle et ne vendent pas s'il s'agit d'une bonne nouvelle contrairement aux liquidity traders qui sont susceptibles d'acheter ou de vendre de façon équiprobable. De plus, les traders sont supposés acheter et vendre une unité d'action ce qui signifie que l'influence des quantités sur la formation des prix n'est pas analysée. Par ailleurs, en dépit de l'avantage informationnel des traders informés, le teneur de marché peut calculer la probabilité de la survenance d'une transaction en présence d'un

tel agent. Cette possibilité d'un apprentissage en univers stochastique représente un apport fondamental en regard des modèles de coûts de transactions explicites basés sur l'exogénéité des flux dans le processus de formation des prix. A l'aide de ce modèle qui exclut les effets d'inventaires, il est montré que l'évolution des prix dépend de l'évaluation par le teneur de marché de la probabilité de survenance d'un achat ou d'une vente au cours du temps. Le prix bid ressort comme la valeur anticipée de l'action sachant qu'un trader souhaite vendre tandis que le prix ask ressort comme la valeur anticipée de l'action lorsqu'un trader souhaite acheter. A la limite, lorsque l'information devient équi-répartie, les probabilités d'achat et de vente sont les mêmes d'où une convergence des prix vers la vraie valeur. Si la détention d'informations privées par les traders informés va à l'encontre de l'hypothèse l'efficience forte ne peut être validée. En revanche, Glosten et Milgrom concluent en faveur de l'efficience semi-forte telles que les prix reflètent toute l'information publique disponible.

Jusqu'ici, les agents informés ne sont pas supposés agir en tenant compte de l'information qu'ils révèlent au marché, carence comblée par Kyle (1985) qui envisage une représentation plus réaliste de l'action de traders informés conscients de leur impact sur les prix d'actifs risqués.

Interactions entre liquidity traders et traders informés

Dans les analyses précédentes, un trader informé qui dispose d'une information privilégiée soumet simplement un ordre lors de chaque opportunité d'échange jusqu'à ce que les prix s'ajustent complètement à la nouvelle information. Mais il semble plus juste d'envisager qu'un trader informé souhaite sélectionner la taille et la fréquence de ses ordres en fonction de l'effet des transactions sur le mouvement de prix. Dans cette optique, Kyle envisage considère un trader informé qui élabore

des anticipations sur la stratégie du teneur de marché et l'intervention des liquidity traders dans un modèle à une période. Kyle considère un marché constitué par un trader informé neutre au risque en concurrence avec les liquidity traders qui soumettent des ordres à un teneur de marché également neutre au risque. Le modèle, établi pour un flux agrégé de transactions unique, permet de caractériser la stratégie du trader informé qui souhaite maximiser la valeur de son information privée. Les liquidity traders échangent pour des raisons non spéculatives de sorte qu'ils soumettent un ordre tel que la quantité est une variable distribuée selon une loi normale. De plus, cette variable est supposée indépendante de la distribution de la valeur de l'action. Le trader informé connaît la distribution de la quantité échangée par les liquidity traders, information qu'il peut utiliser pour masquer ses interventions afin d'optimiser les gains d'arbitrage. En revanche, le trader informé ne connaît pas la valeur réalisée de la demande des liquidity traders ce qui signifie qu'il ne peut élaborer sa stratégie en fonction des ordres soumis par ces derniers. A l'équilibre, le teneur de marché établit des prix égaux à la valeur espérée de l'actif conditionnellement à la quantité de transactions agrégée. L'application d'un comportement stratégique par le trader informé n'induit pas un ajustement immédiat des prix ce qui lui permet de réaliser des gains d'arbitrage. Kyle montre que le profit espéré du trader informé dépend de la variance des ordres des liquidity traders. Plus cette variance est grande, plus le trader informé peut camoufler ses transactions parmi celles effectuées par les traders non informés. Par ailleurs, le prix se révèle être une fonction linéaire de la quantité agrégée et est ajusté par le teneur de marché en fonction du ratio du montant de transactions issu des liquidity traders sur le montant de transactions attendu en provenance des traders informés. A l'issue d'une transaction agrégée, la variance de la distribution des croyances du teneur de marché est divisée par deux et convergerait vers zéro dans un cadre multipériodique d'où une convergence des prix vers la vraie valeur de

l'action. L'auteur envisage le cas complémentaire où plusieurs transactions surviennent dans une journée avec un trader informé confronté à l'interdépendance de ses choix. En effet, s'il échange une grande quantité, il sera pénalisé par le teneur de marché lors de la prochaine transaction. Kyle établit que le profit espéré du trader informé dépend de sa stratégie d'échange et de la séquence de prix. Il montre que les prix finissent par refléter la nouvelle information du trader informé qui est graduellement incorporée. C'est la capacité du trader informé à modifier la taille de ses transactions qui lui permet de se dissimuler parmi les liquidity traders et de réaliser des profits. Ceux-ci sont bornés dans la mesure où le trader informé finit toujours par être découvert par le teneur de marché.

Admati et Pfleiderer (1988) considèrent que l'hypothèse selon laquelle les liquidity traders échangent passivement, sans stratégie, est fortement restrictive. Ils postulent que les liquidity traders peuvent également retirer un profit de l'optimisation du processus des transactions à l'instar des traders informés. Ainsi, par la prise en compte de l'impact et le coût de leurs transactions, les liquidity traders peuvent réduire leurs pertes face aux traders informés. Admati et Pfleiderer considèrent deux types de liquidity traders. Il y a les liquidity traders "non discrétionnaires" qui doivent échanger une quantité donnée à un certain moment pour des motifs exogènes au modèle. Par ailleurs, il y a les liquidity traders "discrétionnaires" qui échangent pour des motifs exogènes mais en ayant la possibilité de décider du timing de leurs transactions. Ils doivent cependant satisfaire leurs besoins de liquidité avant la fin de la journée de transactions qui est divisée en plusieurs intervalles. A chaque instant, des ordres peuvent être transmis au teneur de marché qui fixe un prix après avoir observé le flux net d'ordres. Comme le teneur de marché est supposé neutre au risque et compétitif, les prix reflètent toujours la valeur anticipée de l'action sachant qu'il y a eu un flux d'ordres. La valeur sous-jacente de l'action est à tout instant fonction de l'information qui devient publique

au début de chaque période. Les traders informés qui reçoivent de l'information privée au début de chaque période perçoivent un signal bruité de l'information publique qui sera révélée au début de la prochaine période. C'est une hypothèse importante qui sous entend que les flux d'ordres passés n'ont pas de contenu informationnel. Par ailleurs, il est supposé que l'information est temporaire ce qui signifie que l'information privée est valable sur un intervalle. En conséquence, les traders informés n'ont pas d'autre choix que d'échanger sur la base de leur information dans la période où ils la reçoivent. Dans ce cadre, il ressort que plus le nombre de traders informés augmente, moins le flux d'ordres a de l'impact sur les prix. Cet effet survient car les traders informés sont en compétition entre eux ce qui induit une dispersion de leurs avantages. Il est montré que le problème de décision des traders non informés "discrétionnaires" se réduit au choix de la période associée au coût le plus faible pour placer leurs ordres sachant qu'ils perdent toujours face aux traders informés. La période de transactions optimale se révèle être l'intervalle où la variance des quantités est la plus élevée. Les traders "discrétionnaires" sélectionnent la même période pour échanger dans l'optique d'augmenter la liquidité du marché et de réduire les pertes. Cette stratégie affecte les choix des traders informés dont la quantité optimale dépend de la variance des échanges non informés. Autrement dit, dans les intervalles à fortes quantités "discrétionnaires", les transactions informées augmenteront alors qu'elles diminueront en période de faibles quantités "discrétionnaires". Ainsi, du fait de l'information accumulée pendant le week-end, on peut s'attendre à ce que les traders discrétionnaires décident plutôt d'échanger en fin de semaine, lorsque toute l'information, notamment privée, aura été incorporée dans les prix. Autrement dit, le volume de transactions est attendu plus faible le lundi.

Ces analyses, centrées sur le processus d'incorporation de l'information privée dans les prix, présentent une caractéristique commune qui tient à la mise en évi-

dence d'un ajustement des prix non instantané à l'information nouvelle. Les prix, égaux aux valeurs espérées conditionnelles, reflètent à chaque instant toute l'information publique disponible mais pas toute l'information privée ce qui va dans le sens de l'efficiance semi-forte. En conséquence, tant que les prix ne s'ajustent pas à l'information nouvelle, les traders informés peuvent réaliser des gains d'arbitrage. Toutefois, ces études n'examinent pas clairement le rôle du volume de transactions qui s'avère empiriquement étroitement lié à la volatilité des rendements d'actifs.

1.2.3 Impact des volumes de transactions sur la volatilité

Les études sur la relation entre les volumes de transactions et la volatilité des rendements financiers révèlent fréquemment un lien positif entre ces deux variables, corroborant ainsi l'adage "it takes volume to move prices". Bien que les premières analyses empiriques ne soient pas récentes (Karpoff 1987), la justification théorique à la relation entre le volume et la volatilité apparaît particulièrement difficile dans la mesure où aucun consensus ne se dégage sur cette question. Glosten et Milgrom (1985), Kyle (1985) et Admati et Pfleiderer (1988) accordent une place prépondérante aux flux de transactions dans l'explication du mécanisme d'ajustement des prix mais sans examiner explicitement le rôle du volume de transactions. En effet, si Glosten et Milgrom (1985) considèrent qu'une seule unité d'action peut être échangée, Kyle (1985) suppose que les traders informés échangent un volume d'actions constant tandis qu'Admati et Pfleiderer (1988) ne confèrent pas de contenu informationnel aux flux d'ordres passés, les traders informés n'échangeant que sur la base de leur information dans la période où ils la reçoivent. La difficulté à révéler la nature du contenu informationnel du volume de transactions peut expliquer l'absence de consensus quant au fondement théorique de la relation positive entre le volume et la volatilité. La question est d'importance car il semble naturel d'en-

visager que si les traders peuvent "apprendre" en observant les prix, ils peuvent également le faire en observant les volumes.

On peut regrouper les analyses consacrées à l'étude de la relation entre le volume et la volatilité en deux grands courants qui sont les théories de l'Information et les théories de dispersions des croyances. Les théories de l'Information postulent que les déterminants de la relation entre le volume et la volatilité sont pilotés par l'Information mais dans un cadre où la dispersion des opinions ne joue aucun rôle. En revanche, les théories de dispersion des croyances avancent que l'hétérogénéité des anticipations représente le facteur-clé à l'origine des volumes inhabituels associés à une augmentation de la volatilité .

Répercussions des flux d'informations

Les théories de l'information ont été initiées par les travaux théoriques de Clark (1973) qui postule une corrélation entre la volatilité de marché et les volumes de transactions à l'aide de l'hypothèse de mélange des distributions (Distribution Mixing Hypothesis ou MDH). Cette théorie repose sur l'assimilation des prix à un processus stochastique subordonné qui traduit l'évolution journalière des prix d'actifs risqués à des vitesses différentes en raison de la variabilité du taux d'informations pertinentes pour ces premiers. Selon Clark, la validation d'une corrélation entre les volumes de transactions et la variance des changements de prix implique que les volumes peuvent servir de proxy pour mesurer la vitesse d'évolution des prix. Dans ce cas, la variance des changements de prix journaliers et la taille des transactions sont pilotées par une variable latente commune qui mesure le nombre d'arrivées d'informations pertinentes pour les prix arrivant sur le marché. Ce phénomène doit se manifester empiriquement par une relation proportionnelle entre la variance des changements de prix et les volumes qui ne sont reliées par aucune relation de causalité et qui représentent des réponses instantanées à l'arrivée d'informa-

tions. Clark met en évidence une relation positive entre ces variables sur le marché américain des contrats de futures sur le coton pour la période du 17/01/1947 au 10/02/1955. Clark postule que les jours dénués d'informations pertinentes pour les prix sont associés à de faibles volumes tandis que les jours comportant des informations perturbant les croyances des traders sont propices à une intensification des échanges et à une évolution plus rapide du processus régissant les prix. Précisément, de bonnes nouvelles impliquent une augmentation des prix alors que des mauvaises nouvelles induisent une baisse des prix avec, dans les deux cas, des volumes d'échanges supérieurs à la moyenne jusqu'à l'obtention d'un nouveau prix d'équilibre.

Si le processus régissant la dynamique d'arrivée des informations sur le marché est positivement autocorrélé, on peut s'attendre à ce que la volatilité de marché et les volumes présentent également une autocorrélation positive par le biais de la variable latente régissant leur distribution. Cette intuition a été formalisée par Lamoureux et Lastrapes (1990) qui proposent une explication aux effets de regroupements de la volatilité régulièrement mis en évidence sur les marchés financiers.

Lamoureux et Lastrapes (1990) se réfèrent à la MDH pour expliquer la présence d'effets ARCH dans les rendements financiers. A l'instar de Clark, ils posent que le rendement journalier correspond à la somme d'incrémentes intra-journaliers associés au nombre d'arrivées d'informations. Comme le nombre de rendements intra-journaliers est aléatoire, le rendement journalier suit un mélange de lois normales où le nombre d'arrivées d'informations journalier représente la variable de mélange. Lamoureux et Lastrapes (1990) montrent que les effets ARCH sont la manifestation de la dépendance temporelle du taux d'évolution intra-jour des rendements intra-journaliers. Précisément, l'hypothèse d'une corrélation sérielle de la variable de mélange conduit à la définir comme un processus auto-régressif dont la variance est conditionnellement hétéroscédastique soit de type GARCH. L'examen

de la volatilité conditionnelle des rendements de 20 actions américaines intensément échangées révèle que l'addition du volume courant induit généralement une perte de significativité des paramètres ARCH et GARCH ce qui conduit à conclure que le volume constitue une bonne proxy du flux d'informations.

Les conclusions de Clark (1973) et Lamoureux et Lastrapes (1990) reposent sur l'influence exogène des volumes de transactions sur la volatilité, hypothèse restrictive si les changements de prix et les volumes sont conjointement déterminés. Tauchen et Pitts (1983) proposent un affinement de l'approche de Clark (1973) consistant en l'adoption d'un modèle bivarié de mélange des distributions (BMM) où la dynamique des variables ne dépend que de la dépendance temporelle du processus du taux d'arrivée des informations. La validation d'un tel modèle implique que les chroniques de volumes de transactions fournissent de l'information sur le facteur générant la persistance de la volatilité. Dans ce cadre, Tauchen et Pitts opèrent une distinction primordiale entre le volume anticipé et non anticipé. Cette démarche est liée au concept fondamental d'information non anticipée qui est au cœur de la définition de l'efficience par Jensen (1978). Celui-ci avance que l'utilisation d'une information nouvelle à l'instant où elle est rendue publique ne permet pas à l'opérateur de réaliser des gains d'arbitrage nets des frais de transactions. Lorsqu'une nouvelle est diffusée, elle a été partiellement anticipée de sorte que le mouvement éventuel affectant un titre sur un marché efficient n'est pas dû à l'annonce de la nouvelle mais à la différence entre le chiffre diffusé et sa valeur anticipée par les marchés. Dans ce contexte, Tauchen et Pitts avancent qu'il est peu probable que la variabilité des prix s'accroisse avec la masse de volume échangé. En effet, ils s'attendent à ce qu'une augmentation du nombre de traders induise une stabilisation des prix grâce à la neutralisation des effets de divergences d'opinion. Tauchen et Pitts avancent que la variation du volume peut être liée à une augmentation du nombre de traders, l'annonce d'une nouvelle ou l'hétérogénéité

des anticipations. Dans ce cadre, la relation entre le volume et la volatilité dépend de la raison de la variation du volume. Sur les marchés "jeunes", l'évolution croissante du nombre de traders devrait engendrer une baisse de la volatilité du fait d'une plus grande liquidité associée à un volume anticipé plus important. En revanche, l'augmentation du volume non anticipé à la suite de la survenance d'une information devrait engendrer un surplus de volatilité.

Cette hypothèse est confirmée empiriquement, notamment par Bessembinder et Seguin (1993) à l'aide d'un modèle qui respecte l'hypothèse d'une relation endogène jointe de la volatilité et du volume qui covariant en réponse à des chocs d'informations. Ils examinent pour huit marchés de futures (Yen, T-bonds, coton...) le concept de profondeur des marchés (market depth) définie comme le flux d'ordres non anticipés nécessaire à une variation de prix de une unité ou 1%. Tout d'abord, Bessembinder et Seguin montrent que la volatilité des rendements réagit plus à une modification du volume non anticipé qu'à une variation du volume anticipé. Ce phénomène traduit une meilleure prédictibilité de l'activité issue d'une plus grande transparence des marchés où la volatilité est principalement affectée par les nouvelles. Par ailleurs, ils révèlent qu'une augmentation du volume non anticipé accroît sensiblement plus la volatilité qu'une baisse du volume non anticipé. Afin d'interpréter ce résultat, ils utilisent la notion de profondeur des marchés qui permet en premier lieu d'établir que le volume non anticipé nécessaire à l'accroissement de 1% de la volatilité est plus important sur les marchés actifs. Ce résultat est conforme à l'intuition selon laquelle la profondeur est la plus grande sur les marchés les plus liquides où l'impact des chocs de volume sur les prix est limité. En complément, un choc positif sur le volume non anticipé signifie que le flux d'ordres observé est supérieur à celui attendu ce qui peut conduire à une pénurie de capital c'est à dire un assèchement de la liquidité génératrice d'une plus grande sensibilité des prix à des variations de volume (petite profondeur). A contrario, un

choc négatif sur le volume non anticipé signifie que l'arrivée de flux d'ordres est inférieure à celle attendue ce qui peut traduire une sous-utilisation du capital et conduire à un accroissement de la profondeur du marché.

Globalement, les modèles reposant sur la théorie des flux d'informations ne prennent pas en compte l'impact des comportements stratégiques des traders dont la dynamique est intimement liée à l'évolution de l'hétérogénéité de leurs opinions. Cette carence est palliée par les théories de dispersions des croyances qui ne valident pas nécessairement un phénomène d'apprentissage.

Contribution de la divergence des opinions

– Un apprentissage limité

Copeland (1976), dans le cadre d'un modèle d'arrivée séquentielle de l'information (Sequential Information Model ou SIM), avance que la nouvelle information n'est pas reçue simultanément sur le marché et que le volume est généré par les différents degrés d'informations détenus par les traders. Ainsi, le marché n'atteint un nouvel équilibre que lorsque les traders ont reçu toute l'information. Dans ce modèle, qui suppose que les traders non informés n'infèrent pas d'information nouvelle des actions des traders informés, la convergence vers un consensus est lente d'où une augmentation du volume ainsi qu'une autocorrélation plus forte de la volatilité des rendements et du volume. Son analyse rejoint celle d'Epps et Epps (1976) qui avancent l'existence d'une relation positive entre le niveau de désaccord des traders lorsqu'ils révisent leurs prix de réservation et la valeur absolue de la variation des prix. Dans ce cadre, une augmentation des différences d'opinions s'associe à une volatilité de marché plus forte, la relation volume-prix postulée par Clark (1973) émergeant en raison du lien positif entre les volumes de transactions et le degré de désaccord des traders lorsqu'ils révisent leurs prix. Epps et Epps (1976) testent

leur modèle sur 20 actions du New York Stock Exchange pour le mois de janvier 1971. Ils valident une relation courante positive et significative entre la variance des changements de prix et les volumes associés pour 16 actions sachant que la relation négative obtenue pour les 4 actions restantes n'est pas significative.

Aucun mécanisme d'apprentissage lié à l'observation des volumes n'est postulé par Epps et Epps (1976) à l'instar de Copeland (1976) et plus récemment de Shalen (1993) qui propose un modèle qui postule une asymétrie de la réaction de la volatilité en réponse à l'hétérogénéité des anticipations selon qu'elle émane des traders informés ou des traders moins informés. L'auteur utilise la dispersion des opinions comme mesure de l'excès de volatilité et de volume issus des échanges induits par les demandes de liquidité "bruitées" dont le caractère aléatoire contribue à masquer l'information privée et à préserver l'hétérogénéité des anticipations. Plus précisément, l'excès de volatilité proviendrait des traders moins informés qui ne peuvent observer les transactions des autres traders afin d'interpréter les signaux bruités issus des variations de volume et de prix. Ce phénomène induit une plus grande dispersion des opinions des traders moins informés comparativement aux traders informés qui sont dotés d'anticipations plus homogènes basées sur leur connaissance du marché et des caractéristiques fondamentales de l'actif échangé. Dans ce contexte, où les traders informés achètent et vendent dans le cadre d'une petite fourchette de prix autour de la valeur fondamentale, les traders moins informés sont susceptibles de réagir à tout changement de volume et de prix comme si ces variations reflétaient de l'information. A la suite de l'arrivée d'une nouvelle, la fréquente révision de leurs croyances explique principalement les fluctuations des prix du fait de leur tendance à échanger plus longtemps en regard des traders informés. Shalen précise que la dispersion des croyances n'implique un excès de volume que si l'arrivée d'une nouvelle information modifie la configuration de l'hétérogénéité des anticipations. Autrement dit, la survenance d'un changement moyen des croyances

implique de l'excès de volatilité mais induit un excès de volume seulement si ce changement est associé à une hétérogénéité de la révision des croyances. Globalement, Shalen ne valide pas la présence d'un mécanisme d'apprentissage (learning). En effet, son modèle prédit une persistance de la volatilité et du volume à la suite de l'arrivée d'une nouvelle du fait du ralentissement de l'incorporation de l'information dans les prix induit par les demandes de liquidité bruitées. L'auteur valide le concept de sur-réaction des traders aux échanges des autres traders, les traders les moins informés tendant à exagérer les mouvements de prix d'où leur plus grande variabilité.

les travaux de Copeland (1976), Epps et Epps (1976) et Shalen (1993) sont confirmés empiriquement par Daigler et Wiley (1999) qui se focalisent sur les contrats futures relatifs à l'argent ("silver"), l'indice "Major Market", les obligations municipales, les "Treasury notes" et les obligations du trésor américain. A partir de données journalières couvrant la période du 01/06/1986 au 01/06/1988, ils examinent la réaction de la volatilité de marché aux volumes d'échanges issus de traders informés et non informés. Daigler et Wiley qualifient les traders "clearing members" et "floor traders" de traders informés dans la mesure où ils peuvent observer la source des transactions et les déséquilibres d'ordres. Cette caractéristique associée à la détention d'informations privées les distinguent des traders "general public" considérés comme des traders non informés. Dans ce cadre, Daigler et Wiley montrent en utilisant différentes mesures de la volatilité qu'un choc sur le volume non anticipé de transactions effectuées par les traders informés réduit généralement la volatilité de marché tandis qu'un même choc associé à l'activité des traders non informés influence positivement la volatilité. Selon Daigler et Wiley, ce résultat confirme l'idée que les traders qui manquent d'informations sur les flux d'ordres ne peuvent distinguer les flux issus de besoins de liquidités des flux spécu-

latifs d'où une plus grande dispersion des croyances des traders non informés qui génère du volume et de la volatilité.

Dans ces analyses, le caractère limité de l'apprentissage en univers stochastique peut expliquer la persistance de la volatilité régulièrement constatée sur les marchés financiers. En revanche, les approches d'Easley et O'Hara (1987), Blume, Easley et O'Hara (1994) ainsi que Kim et Verrechia (1991) valident l'existence d'un mécanisme de "learning" propice à une moindre persistance de la volatilité.

– Influence de l'apprentissage sur la volatilité

L'analyse théorique du contenu informationnel des transactions est initiée par Easley et O'Hara (1987) qui situent leur étude dans le prolongement de celle de Glosten et Milgrom (1985). Les traders évoluent dans un marché compétitif où les participants sont neutres au risque. Les effets d'inventaires sont absents et le teneur de marché établit les prix bid et ask au cours du temps en fonction de la survenance des transactions. Dans ce modèle, les traders peuvent acheter ou vendre une petite ou une grande quantité ou ne pas effectuer de transaction. Easley et O'Hara définissent la probabilité de survenance d'un signal "haut" ou "bas" relatif à la valeur de l'actif. Si un signal apparaît, une fraction des traders le reçoivent alors que si aucun signal ne survient, tous les traders sont non informés. Comme le teneur de marché ne sait pas quand une information nouvelle apparaît, il ne peut détecter les moments où il n'est confronté qu'à des traders non informés, hypothèse réaliste quant à la représentation de l'information privée. Le teneur de marché interprète la survenance de transactions importantes comme le signal de la présence de traders informés qui sont supposés réaliser des gains d'arbitrage au détriment du teneur de marché et des liquidity traders. Ceci induit la fixation de prix ask et bid de sorte que les pertes du teneur de marché soient compensées par des gains sur les liquidity traders. A contrario, le spread est nul en présence de petites quantités

puisque, par hypothèse, les traders informés n'échangent que de grandes quantités. Le teneur de marché n'a donc pas à intégrer ce coût dans la mesure où le seul coût potentiel est lié à la présence d'une asymétrie d'information. L'apport d'Easley et O'Hara (1987) tient à la possibilité d'expliquer comment la nouvelle information et sa direction pilotent la détermination des prix. Supposons que des ordres de ventes importants soient adressés au teneur de marché. Celui-ci va réviser son anticipation de la valeur de l'actif sachant ces ventes et fixer le prochain prix de vente en dessous du prix courant. Par ailleurs, si un trader souhaite réaliser une petite transaction, cela peut constituer une information pour le teneur de marché qui peut interpréter cet ordre comme l'absence d'une information nouvelle. Dans le cas où une petite transaction fait suite à une transaction importante, le teneur de marché est incité à réviser à la baisse la probabilité de l'apparition d'une nouvelle information. L'évolution du prix sera différente de ce qu'elle serait s'il y avait une incertitude sur l'existence d'un événement non informationnel. Le modèle d'Easley et O'Hara (1987) fait donc dépendre l'évolution du prix de la séquence passée de transactions et pas seulement de la transaction courante. A l'instar de Glosten et Milgrom (1985), la convergence du prix vers la vraie valeur a lieu à la limite, dans un cadre où il est difficile d'évaluer le temps nécessaire à l'ajustement, élément clé quant à une conclusion relative à l'efficience.

Blume, Easley et O'Hara (1994) postulent que le volume de transactions revêt un contenu informationnel à l'instar des prix de sorte qu'un apprentissage engendre une moindre persistance de la volatilité et du volume à la suite de la diffusion d'une nouvelle. Dans le cadre d'un modèle théorique, ils considèrent un marché comprenant des traders informés et des traders non informés qui reçoivent l'information avec une précision et une qualité différentes. Ils montrent que le volume véhicule de l'information sur la qualité des signaux de façon à inférer la vraie valeur de l'actif risqué plus rapidement. Les traders sont divisés en deux groupes de sorte

que les signaux reçus dans un groupe aient une distribution propre. Si la qualité des signaux est faible, leur variance est élevée et les traders n'accordent pas leur confiance à ce type d'informations d'où de faibles échanges. Inversement, quand la qualité de l'information est élevée, donc que la variance des signaux est petite, les traders du groupe récepteur des signaux n'échangent pas entre eux mais seulement avec les traders de l'autre groupe. Ainsi, une information nouvelle peut générer un faible volume comme un volume plus important. Un trader qui n'observe qu'un prix élevé ne peut savoir si le nouveau prix est issu d'un signal important de qualité moyenne ou d'un signal moyen de grande qualité, distinction que la dynamique du volume permet d'établir.

Le concept de Learning postule donc que plus un signal est reçu avec précision, plus la probabilité de faire des profits basés sur l'information privée est faible d'où un nouvel équilibre atteint plus rapidement ce qui doit se traduire par une moindre persistance de la volatilité et du volume de transactions.

L'analyse de Kim et Verrechia (1991) s'inscrit dans ce contexte. Ils étudient comment l'anticipation d'une information publique affecte la réaction du marché en terme de volume d'échange. Avant l'annonce, les investisseurs sont supposés échanger en fonction de signaux privés comportant des degrés divers de précisions. La nécessité pour les investisseurs de réviser leurs anticipations lors d'une annonce publique les incite à acquérir de l'information privée. Les auteurs montrent que si une diffusion imparfaite est anticipée alors l'asymétrie d'information, mesurée comme le rapport du volume sur la valeur absolue des rendements, est plus importante que lorsqu'une diffusion parfaite est anticipée ou en l'absence de diffusion d'informations. Si la précision moyenne de l'acquisition d'informations avant une annonce est faible, la réaction du prix au moment de l'annonce est forte. Kim et Verrechia confirment l'intuition selon laquelle la variation des prix reflète la varia-

tion moyenne des croyances à la suite de l'arrivée d'une nouvelle tandis que le volume émerge du fait de l'hétérogénéité des révisions des croyances. Ces prédictions ont été validées par, entre autres, Engle et Li (1998) dans leur étude empirique de l'impact de la part non anticipée d'annonces macroéconomiques domestiques sur le marché des Futures des obligations du Trésor américain. A partir de données journalières couvrant la période du 09/11/1988 au 31/12/1997, ils trouvent que le ratio d'asymétrie d'information diminue significativement le jour d'une annonce comparativement au jour précédant. Dans le même temps, les volumes de transactions augmentent significativement pour décliner sensiblement dès le lendemain. Engle et Li interprètent ce résultat comme la manifestation d'un ajustement non instantané des prix conjugué à la présence d'un phénomène d'apprentissage. L'accroissement significatif de la volatilité de marché enregistré le jour d'une annonce traduit également l'ajustement non instantané des prix aux informations et confirme l'effet "calme avant la tempête" fréquemment avancé dans la presse financière.

Les théories des flux d'information et de dispersion des croyances exposées précédemment ne permettent pas d'externaliser clairement les composantes informationnelles des volumes de transactions qui peuvent transmettre aussi bien des informations privées que l'hétérogénéité des anticipations relatives à l'interprétation de nouvelles publiques. Dans ce contexte, une voie de recherche prometteuse est apparue vers la fin des années 1990 avec l'émergence d'une nouvelle littérature centrée sur le rôle des flux d'ordres (signés) dans la détermination des prix d'actifs risqués. Cette approche a été particulièrement privilégié dans l'analyse de la dynamique des taux de change dont l'évolution, difficilement explicable par les effets directs des informations macroéconomiques, serait régie par des déterminants d'une autre nature (Flood et Rose 1995). Ce constat a motivé une critique de la théorie des anticipations rationnelles qui prédit que les nouvelles publiques revêtent essentiellement une composante "croyances communes" qui implique un ajustement

instantané des prix aux informations publiques. En conséquence, les flux d'ordres ne communiquent aucune information et sont nuls puisque des nouvelles positives ou négatives ne sont pas corrélées avec les ordres d'achat ou de vente qui s'ensuivent. Pourtant, les modèles de Kyle (1985) ou Glosten et Milgrom (1985) par exemple, suggèrent l'existence d'une composante "dispersion des croyances" qui serait véhiculée par les flux de transactions vers les prix d'actifs. Cette hypothèse a été vérifiée par la mise en évidence d'une causalité des flux d'ordres vers les prix et la révélation du rôle des flux d'ordres comme vecteurs de transmission d'informations vers les prix.

La richesse informationnelle des flux d'ordres

Evans et Lyons (2002) proposent un modèle théorique de détermination des variations de change où les cotations effectuées par les teneurs de marché sont partiellement issus de l'observation des flux d'ordres qui leur permettent d'extraire la qualité des informations motivant les échanges. Par exemple, un teneur de marché qui observe un flux d'ordre positif va privilégier la probabilité de la survenance d'une bonne nouvelle et, en conséquence, augmenter le prix d'achat de l'actif. Evans et Lyons considèrent une journée de cotation sur un actif risqué générant des rendements journaliers stochastiques qui sont égaux à une somme d'incrémentes synthétisant les flux d'informations macroéconomiques accessibles aux participants. Dans ce cadre, la journée est divisée en trois phases. Pendant la première phase, les clients qui observent des informations publiques communes envoient leurs ordres à chaque teneur de marché qui leur établit un prix indépendamment des prix fixés par les autres teneurs de marché. Lors de la deuxième phase, les teneurs de marché échangent entre eux afin de partager le risque d'inventaire et les cotations sont accessibles à tous les teneurs de marché qui peuvent également observer les flux d'ordres associés. Evans et Lyons montrent qu'il est optimal pour chaque teneur de

marché d'échanger des quantités proportionnelles aux demandes des clients reçues dans la première phase. De ce fait, lorsque les teneurs de marché observent les flux d'ordres issus de l'agrégation des transactions à la fin de la deuxième phase, ils sont en mesure d'en déduire les mouvements de portefeuilles publics de la première phase. Enfin, pendant la troisième phase, les teneurs de marché échangent à nouveau avec les clients pour optimiser le partage des risques d'inventaire. Contrairement à la première phase, les transactions du public ne sont plus stochastiques mais deviennent spéculatives car les teneurs de marché de fixent des prix afin que le public absorbe les déséquilibres d'inventaire dans l'optique de finir la journée avec une position nulle. Les prix déterminés à l'issue de la troisième phase reflètent l'information publique contenue dans les incréments ainsi que les flux d'ordres. Dans ce cadre, Evans et Lyons étudient la dynamique journalière des taux DEM/USD et Yen/USD sur la période du 01/05/1996 au 31/08/1996. Ils montrent qu'une augmentation des flux d'ordres implique comme attendu une appréciation du dollar américain soit une hausse des taux DEM/USD et Yen/USD et que les variations journalières du taux DEM/USD sont dues pour 60% aux flux d'ordres et 40% à d'autres facteurs contre respectivement 40% et 60% pour le taux yen/USD. Par ailleurs, le Yen/USD est d'autant plus influencé par les flux d'ordres que la taille des transactions est importante, résultat qui suggère que sur ce marché, les transactions sont plus riches en informations lorsque l'intensité des échanges est élevée.

Evans et Lyons (2003) étendent cette analyse par le biais d'un modèle où les variations de change restent fonction des flux d'ordres mais où ceux-ci comportent une composante en informations macroéconomiques et une composante non liée aux nouvelles publiques. La variation de change est également influencée par une variable représentant l'effet du changement de la moyenne des croyances induite par une annonce soit l'effet direct de la nouvelle. Evans et Lyons testent leur modèle sur le taux DEM/USD et des informations macroéconomiques américaines et

allemandes pour la période du 01/05/1996 au 31/08/1996. A partir de données journalières et intra-journalières, ils trouvent que l'effet total des nouvelles publiques n'explique que 30% de la variation de change et que les deux tiers transitent par les flux d'ordres contre un tiers pour la composante directe de l'effet total. Ainsi, contrairement aux implications de l'hypothèse d'anticipations rationnelles, Evans et Lyons démontrent l'existence d'une corrélation entre les nouvelles publiques et les flux d'ordres et entre les flux d'ordres et les variations de change.

La dynamique de l'ajustement des prix à la part des nouvelles transitant par les flux d'ordres est mis en évidence empiriquement par Evans et Lyons (2005) sur le taux de change USD/EUR pour la période du 11/04/1993 au 30/06/1999. A partir de données journalières et d'annonces macroéconomiques américaines et allemandes, ils établissent à l'aide de fonctions de réponses impulsionnelles issues d'un modèle VAR que le marché de change absorbe encore la part non anticipée des nouvelles plusieurs jours après leur diffusion du fait de la persistance des flux d'ordres induites par ces informations et reflétant la dispersion des croyances quant à leurs implications sur les prix. En revanche, les composantes non anticipés des nouvelles exercent un effet direct sur les rendements beaucoup moins marqué et rapidement absorbé. Ces résultats sont rapprochés de ceux d'Andersen et al (2003) qui trouvent que les variations de change intègrent rapidement les effets (directs) des annonces macroéconomiques alors que celles-ci sont absorbées plus lentement par la volatilité de marché.

Ces conclusions sont convergentes avec celles de Love et Payne (2002) qui étudient les taux de change USD/EUR, GBP/EUR et USD/GBP sur la période du 28/09/1999 au 24/07/2000 en fréquence intra-journalière. Ils révèlent que la part non anticipée d'annonces macroéconomiques américaines et anglaises ont un effet très significatif sur les flux d'ordres qui surpasse l'impact direct des nouvelles sur les variations de change. De plus, le recours à un modèle VECM multivarié permet

de mettre en évidence une baisse sensible de l'ampleur de la fonction de réponse impulsionnelle des taux de change aux informations lorsque le coefficient associé aux nouvelles dans l'équation des flux d'ordres est contraint à zéro. En moyenne, entre la moitié et deux tiers des " surprises " sont incorporées dans les prix par le biais des flux d'ordres. Enfin, l'impact de ce facteur sur les variations de change est très nettement amplifié lors d'une annonce comparativement à l'effet enregistré en l'absence de nouvelle. Ce phénomène peut traduire un recalibrage des croyances lors de la diffusion d'une annonce macroéconomique propice à une hétérogénéité des opinions en regard d'un moment sans annonce.

L'examen de l'impact de nouvelles publiques sur le contenu informationnel des flux d'ordres a également été proposé sur le marché obligataire. Green (2004) analyse l'influence des flux d'ordres non anticipés sur les prix des obligations du trésor américain dans les moments entourant des annonces macroéconomiques domestiques. L'étude est effectuée sur la base d'une version étendue du modèle de Madhavan, Richardson et Roomans (1997) qui définissent le prix effectif des transactions comme une fonction linéaire des flux d'ordres non anticipés, le résidu synthétisant l'information publique non anticipée. L'extension consiste à introduire la composante non anticipée des annonces dans le modèle. A l'aide de données intra-journalières couvrant la période du 01/07/1991 au 29/09/1995, Green révèle que la sensibilité des prix aux flux d'ordres non anticipés s'accroît en réaction à la part non anticipée des annonces, phénomène attribué à l'élévation du niveau d'asymétrie d'information induite par les surprises. Cependant, le degré d'asymétrie, au plus haut dans les quinze premières minutes postérieures aux annonces, décline rapidement pendant les quinze minutes suivantes. Ce résultat est en accord avec la théorie de Holden et Subrahmanyam (1992) qui avancent que la concurrence entre les traders informés doit accélérer la vitesse d'incorporation des informations privées dans les prix.

Les études centrées sur le rôle des flux d'ordres ne permettent pas d'affirmer que les transactions issues des informations transitant par cette variable sont nécessairement rationnelles. En effet, si une grande part des nouvelles publiques transite par les flux d'ordres, ces derniers revêtent également une composante déconnectée des fondamentaux qui peut être le reflet de comportements non rationnels (Evans et Lyons 2003). Par ailleurs, on ne peut exclure l'hypothèse que les transactions induites par des nouvelles publiques soient effectuées sur la base de comportements non rationnels liés à des biais d'interprétation des informations (Evans et Lyons 2005). Ces questions n'occulent cependant pas l'apport potentiel des flux d'ordres dans l'analyse de la dynamique des prix d'actifs risqués.

L'existence d'un consensus sur l'intensité de la relation entre la volatilité de marché et les volumes de transactions conjuguée à la convergence des conclusions sur la richesse informationnelle des flux d'ordres suggère de nouvelles perspectives de recherche sur la question du processus d'intégration des informations sur le marché boursier. L'adaptation de cette démarche aux indices boursiers nationaux reste cependant délicate dans la mesure où l'utilisation de flux d'ordres nécessite d'opérer une distinction entre les ordres d'achats et les ordres de ventes alors que cette dimension ne s'applique pas aux indices boursiers. Par ailleurs, si les effets directs des nouvelles publiques expliquent faiblement la dynamique des taux de change, il n'en va pas de même sur les marchés boursiers qui peuvent réagir asymétriquement aux informations publiques selon les conditions économiques dans lesquelles elles surviennent. Ce phénomène légitime un examen approfondi des effets directs des nouvelles macroéconomiques sur les marchés boursiers.

1.3. Mécanismes de transmission des informations publiques

1.3.1 Influence asymétrique des nouvelles publiques

Jusqu'aux travaux de McQueen et Roley (1993), de nombreuses études concluent à un impact non significatif des nouvelles publiques sur les prix boursiers. Schwert (1981) trouve que la réponse journalière des prix boursiers à des informations sur le taux d'inflation entre 1953 et 1978 est faible et lente. Pearce et Roley (1985) utilisent des données d'enquêtes afin de construire la composante non anticipée d'informations économiques et monétaires. Ils montrent que des nouvelles sur l'indice des prix à la consommation, le taux de chômage et la production industrielle n'exercent pas d'influence significative sur les prix boursiers qui ne se révèlent réceptifs qu'à l'information monétaire. Cutler, Poterba et Summers (1989) concluent qu'un tiers de la variance des rendements boursiers est expliquée par des nouvelles macroéconomiques entre 1871 et 1986.

Ces analyses reposent sur l'hypothèse que la réaction des marchés boursiers à des nouvelles publiques est indépendante des cycles économiques. Pourtant, une information économique diffusée pendant une phase d'expansion est susceptible d'engendrer des interprétations différentes de celles issues de la même annonce lors d'un cycle récessionniste. Par exemple, une hausse de la production industrielle en période de récession peut signaler l'entrée dans une phase d'expansion. En conséquence, les investisseurs vont privilégier une hausse des profits futurs d'où un accroissement attendu des prix boursiers. En revanche, la survenance du même signal en phase d'expansion peut indiquer un risque de surchauffe incitant les investisseurs à anticiper une hausse du taux d'intérêt réel futur dans le cadre d'un

durcissement de la politique monétaire. Dans ce cas, la hausse de la production industrielle s'apparente à une mauvaise nouvelle qui peut impliquer une baisse des prix boursiers. Ce phénomène résulte du modèle de valorisation présente qui postule que le prix d'un titre boursier est égal à la somme des dividendes futurs anticipés actualisée à un taux d'intérêt adéquat. L'ommission de la prise en compte de l'environnement économique peut donc induire des coefficients non significatifs des réponses des prix boursiers aux nouvelles économiques.

McQueen et Roley (1993) définissent des états "bas", "moyens" et "hauts" de l'économie américaine à partir de la comparaison de l'évolution historique du logarithme de l'indice de production industrielle et de sa représentation à l'aide d'une tendance déterministe. Cette méthode est appliquée sur la période 1977 à 1988 afin d'examiner l'impact de nouvelles macroéconomiques sur les rendements du Standard and Poor 500. En particulier, ils utilisent les anticipations issues de données d'enquêtes dans l'optique d'évaluer l'influence de la part non anticipée des annonces. McQueen et Roley montrent qu'une augmentation non anticipée de la production industrielle engendre une baisse significative des rendements boursiers en phase "haute" et une élévation non significative en phase "basse". De plus, une baisse inattendue du taux de chômage en période "haute" implique une diminution significative des rendements boursiers tandis que la même information en période "basse" génère une hausse non significative des rendements boursiers. Ils trouvent que les réponses des rendements boursiers selon les cycles sont principalement pilotées par les anticipations sur les cash flows futurs et non sur leur taux d'actualisation. L'asymétrie de la réponse des prix boursiers aux nouvelles en fonction de l'environnement économique a été confirmée plus récemment, notamment par Cornell et al (2002). Sur la période 1988 à 1998, ils étudient l'impact de l'annonce de résultats annuels sur les rendements des titres associés en fonction du niveau du marché mesuré par le rapport des prix boursiers sur la valeur des

résultats anticipés. Des données d'enquêtes leur permettent d'extraire les anticipations formulées sur la valeur des annonces publiques afin d'analyser l'influence de leur composante non anticipée. Cornell et al trouvent en premier lieu que sur un marché "haut", les mauvaises nouvelles véhiculent des anticipations négatives sur les cash flows futurs et une augmentation de l'incertitude qui induit une hausse du taux d'actualisation par le biais du surplus de rendement exigé. En revanche, les bonnes nouvelles engendrent peu d'informations complémentaires sur les cash flows futurs d'où une faible perturbation des croyances et donc de l'incertitude. En second lieu, sur un marché "bas", une bonne nouvelle génère des anticipations positives sur les cash flows futurs. Cependant, la réaction positive des prix boursiers est atténuée par l'accroissement de l'incertitude et du taux d'actualisation. Par ailleurs, une mauvaise nouvelle véhicule peu d'informations sur les cash flows futurs et ne perturbe pas les croyances. La plus grande réceptivité des prix boursiers à de mauvaises nouvelles sur un marché "haut" qu'à de bonnes nouvelles sur un marché "bas" confirme l'intuition qu'une phase d'expansion est propice à une élévation de la confiance motivant les investisseurs à anticiper des annonces de résultats positifs. Cependant, pour les entreprises qui engendrent des informations à l'encontre de ces anticipations, la punition est sévère et particulièrement plus en récession où la réaction du marché à des nouvelles négative est moins violente.

Veronesi (1999) offre une explication théorique rationnelle à la réponse plus forte d'un marché d'actions à des mauvaises nouvelles qu'à des bonnes nouvelles en expansion. Il propose un modèle où les investisseurs réalisent des inférences sur l'état de l'économie à partir des performances passées du marché boursier. A la suite d'une longue série de performances positives, les investisseurs affectent une valeur proche de un à la probabilité d'être dans un état "haut". Dans ce cas, ils sont peu réceptifs aux bonnes nouvelles qu'ils ont préalablement anticipées d'où une sous réaction des prix boursiers comparativement à la valeur fondamentale

résultant du modèle de valorisation présente. En revanche, une mauvaise nouvelle implique une surréaction des prix boursiers pour deux raisons. En premier lieu, ce type d'informations motive les investisseurs à évaluer une probabilité plus faible d'évoluer dans un état "haut". En second lieu, comme l'incertitude sur cet état augmente, les individus risk-averse exigent des rendements plus élevés d'où une baisse des prix boursiers par le biais de la hausse d'actualisation des profits futurs.

A la lumière des événements survenus depuis les années 1990, l'évaluation de la dynamique des prix boursiers ne peut pas être cantonnée à la seule analyse de l'impact unilatéral de nouvelles publiques macroéconomiques ou spécifiques. Cette période a marqué le début d'une intégration croissante des économies ainsi que d'une accélération de la vitesse de transmission des informations. Ces phénomènes ont notamment été mis en évidence lors de la crise asiatique de 1997 ou de l'explosion de la bulle Internet en 2000 qui ont révélé, à l'instar des crises des années 1990, des interactions entre les sphères boursières, réelles, monétaires et de change.

1.3.2 Interdépendances entre les sphères économiques et financières

Chen et al (1986) ont révélé l'existence d'une relation de long terme entre des variables économiques et le marché boursier américain qui fût régulièrement confirmée par la suite à l'échelle internationale. Mukherjee et Nakata (1995), entre autres, ont testé l'existence de relations de long terme entre des variables économique, et monétaire japonaises, le taux de change du Yen vis-à-vis du dollar américain et l'indice boursier de Tokyo. Sur la base de données mensuelles relatives à la période 1971 à 1990, ils mettent en évidence une relation de long terme dont les coefficients sont conformes à la théorie économique. Ainsi, la réaction positive de l'indice boursier à une dépréciation du Yen est attribuée à l'accroissement de la demande de

produits japonais aux Etats Unis en réponse à la baisse de leurs prix. De plus, une élévation de l'indice des prix à la consommation implique une baisse de l'indice boursier en accord avec les conclusions de Fama et Schwert (1977), Geske et Roll (1983) ou encore Chen et al (1986). Ce phénomène s'explique par la répercussion positive d'un choc de prix à la consommation positif sur le taux d'actualisation des cash flows qui ne s'accroissent pas nécessairement en raison d'un ajustement plus rapide des coûts de production. En outre, un choc monétaire expansionniste induit une élévation de l'indice boursier attribuée à l'élévation des profits futurs anticipés au détriment de la perspective d'une augmentation de l'inflation. De plus, une relation positive émerge entre la production industrielle et l'indice boursier, résultat en accord avec le modèle de valorisation présente.

Ce cadre constitue le socle de l'analyse par Gavin (1989) des interactions dynamiques entre les sphères réelle, monétaire, de change et boursière. Il propose un modèle macroéconomique représentatif d'une économie domestique régie par un marché des biens et service, un marché d'actifs et le marché de la monnaie. Sur le marché des biens et services, l'équilibre reflète une contribution positive de l'indice boursier et du taux de change réel à l'incertain sur la production. En d'autres termes, une augmentation de la valeur boursière réelle ou une dépréciation de la monnaie domestique nécessite une baisse du niveau de production afin de conserver l'équilibre. Sur le marché des actifs, l'équilibre est obtenu lorsque la valeur boursière réelle est égale au rapport entre le dividende perpétuel et le taux d'actualisation par application du modèle de valorisation présente. Enfin, l'équation d'équilibre sur le marché de la monnaie est une fonction croissante du niveau de l'activité économique et décroissante du taux d'intérêt réel domestique, lequel est lié au taux d'intérêt étranger par la condition de parité non couverte. L'hypothèse d'une relation indirecte entre les marchés boursier et de change par le biais du marché des biens et services permet d'apporter un éclairage complémentaire sur le

mode de transmission des chocs entre les sphères économiques et financières. Les travaux empiriques de Zhen Zhu (1998) mettent en lumière l'apport du modèle de Gavin quant à l'appréhension de ces mécanismes. Zhen Zhu analyse les relations dynamiques entre les sphères réelle, boursière, monétaire et de change pour la France sur la période 1979 à 1996. L'étude repose sur la valeur réelle d'un indice boursier, le taux de change réel établi comme le prix des biens étrangers exprimés en biens domestiques, l'agrégat M2, l'indice des prix à la consommation, un taux d'intérêt de "call" et l'indice de production industrielle désaisonnalisée. Dans ce cadre, il valide les relations de long terme sur les trois marchés postulées par Gavin et met en évidence une relation indirecte entre les marchés boursier et de change par l'intermédiaire de la sphère réelle à l'aide de fonctions de réponse impulsionnelles de l'indice boursier et du taux de change aux différents chocs. En particulier, il explique la hausse du taux de change réel à long terme en réaction à un choc de taux d'intérêt positif par le biais des équations d'équilibre des marchés d'actifs et des biens et services. En effet, à l'issue d'un choc positif de taux d'intérêt, le maintien de l'équilibre sur le marché des actifs exige une baisse de la valeur des actions d'où l'augmentation du taux de change réel soit une dépréciation de la monnaie domestique pour conserver l'équilibre sur le marché des biens et services. Cette explication est supportée par la baisse du taux de change à long terme en réaction à un choc boursier positif qui se révèle par ailleurs plus marquée que la diminution à long terme de l'indice boursier à l'issue d'un choc de taux de change. Par ailleurs, un choc monétaire expansionniste implique une baisse de l'indice boursier à court terme suivie d'une hausse à long terme. La réaction de l'indice boursier à court terme peut s'expliquer par l'augmentation du taux de change en réponse au choc monétaire qui nécessite une dépréciation boursière afin de conserver l'équilibre sur le marché des biens et services. Graduellement, l'effet liquidité motivé par un choc monétaire expansionniste va s'accroître d'où une hausse progressive du marché

boursier issue de la baisse du taux d'actualisation des profits futurs. L'activité réelle ne contribue quasiment pas à la réponse du marché boursier dans la mesure où le choc monétaire engendre une réaction quasi-nulle de la production industrielle à court terme comme à long terme. Cependant, Zhen zhu trouve que les marchés boursier et de change sont principalement affectés par des chocs internes.

Depuis quelques années, la technique SVAR ou VAR structurelle permet d'apporter un éclairage complémentaire sur le rôle des marchés boursiers dans les mécanismes de transmission des informations. La modélisation SVAR a pour objet d'élaborer des fonctions de réponses impulsionnelles de variables endogènes à des chocs structurels. Ceux-ci présentent l'avantage d'être interprétables économiquement par opposition aux innovations des modèles VAR non structurels basés sur une absence de préconception de l'économie. Binswanger (2004a) examine l'impact domestique de chocs fondamentaux et de portefeuille sur des prix boursiers à l'aide de la méthode de Blanchard et Quah (1989). L'étude réalisée en fréquence trimestrielle porte sur les Etats Unis, le Japon et l'Europe pour la période 1960 à 1999. Un indice boursier européen agrégé est élaboré à partir de la moyenne des prix boursiers réels en France, Allemagne, Italie et Angleterre. Les changements affectant les fondamentaux économiques sont issus de chocs sur l'activité réelle synthétisée par l'indice de production industrielle. Les chocs de portefeuille ou boursiers comportent une part non fondamentale et des changements fondamentaux non directement liés à l'activité économique tels que la variabilité temporelle des taux d'intérêt ou de la prime de risque. Par hypothèse, les chocs de production industrielle ou chocs d'offre exercent une influence permanente sur les prix boursiers réels et sur l'activité réelle tandis que les chocs boursiers affectent temporairement l'activité réelle et de façon permanente les prix boursiers. Dans ce cadre, les fonctions de réponse impulsionnelles montrent qu'au cours du premier trimestre, un choc fondamental positif exerce une influence positive plus marquée sur les marchés

boursiers que sur l'activité réelle, résultat qui peut refléter la plus grande volatilité des marchés boursiers sur la période comparativement à celle de l'activité réelle. Cependant, l'effet du choc fondamental sur les prix boursiers décline très rapidement pour devenir légèrement négatif à partir du troisième trimestre. Néanmoins, l'impact cumulé, positif, du choc fondamental sur les prix boursiers reste supérieur à l'effet sur l'activité réelle. En complément, des chocs boursiers positifs induisent une réaction positive des prix boursiers plus forte que les réponses engendrées par des chocs fondamentaux qui ne ressortent pas comme des déterminants principaux des prix boursiers. Enfin, une analyse comparative sur les périodes 1960 à 1982 et 1983 à 1999 montre une augmentation très nette de la contribution des chocs boursiers à la variabilité des prix boursiers qui devient minoritairement expliquée par les chocs fondamentaux. La globalisation croissante a pu causer une rupture entre l'évolution des prix boursiers et l'activité réelle alimentée par une tendance à formuler des anticipations sur les profits futurs en liaison avec le développement de l'activité économique mondiale plutôt que de la seule activité économique domestique. Ce phénomène peut également provenir de l'émergence de comportements irrationnels rendus fréquemment responsables des bulles boursières enregistrées au cours des années 1990.

Ces résultats sont confirmés par Binswanger (2004b) qui propose plusieurs variables représentatives des fondamentaux afin d'évaluer leur incidence sur les rendements boursiers du Standard and Poor 500 pour la période 1953 à 2002. Les proxies des fondamentaux sont le PNB, la production industrielle, le taux d'intérêt réel, les résultats des entreprises et les dividendes. Les différents modèles bivariés et trivariés résultant de la combinaison de ces variables et des rendements boursiers mettent en évidence une contribution sensiblement croissante des chocs de portefeuille à la variabilité des prix boursiers sur la période 1982 à 2002 comparativement à la période 1953 à 1982. Les proxies de fondamentaux telles que la production in-

dustrielle et le PNB expliquent plus de 50% de la variabilité entre 1953 et 2002 mais plus de 60% entre 1953 et 1982. Ce pourcentage décroît fortement lorsque les dividendes ou les résultats sont retenus comme proxys des fondamentaux. L'extension d'un SVAR bivarié à un SVAR trivarié par l'addition du taux d'intérêt réel n'augmente pas significativement la proportion de la variabilité des prix boursiers expliquée par les chocs fondamentaux.

Rapach (2001) examine en fréquence trimestrielle dans un contexte domestique l'impact de chocs réels, monétaires et boursiers sur les prix boursiers réels du Standard and Poor 500 sur la période 1959 à 1999. Il propose une scission des chocs réels en chocs d'offre et de demande respectivement représentés par les innovations sur le PNB réel et le taux d'intérêt nominal du T-Bill trois mois. Cette démarche est motivée par le modèle d'offre et de demande globales qui implique une asymétrie de leurs effets sur les prix boursiers. En complément, un choc monétaire correspond à une innovation sur l'indice des prix à la consommation. Rapach modélise les interactions entre les différentes sphères à l'aide d'un modèle SVAR sur les prix boursiers réels, le PNB réel, le T-Bill trois mois et l'indice des prix à la consommation. La matrice de long terme comporte six restrictions issues d'hypothèses relevant de la théorie économique. L'hypothèse de neutralité de la monnaie à long terme justifie d'imposer à cet horizon la nullité de l'effet d'un choc monétaire sur les prix boursiers réels, le taux d'intérêt nominal et le PNB. Par ailleurs, l'impact à long terme d'un choc boursier et de demande sur le PNB réel est supposé nul en raison de l'hypothèse de taux de chômage naturel qui implique que seuls les chocs d'offre tels que des chocs pétroliers ou de productivité modifient de façon permanente le niveau de l'activité réelle. Enfin, un choc boursier peut résulter d'un changement de comportement des investisseurs dans leur évaluation de la prime de risque ou d'une modification des coûts de transactions boursiers. En conséquence, un tel choc est exogène de sorte qu'il n'est pas de nature à affecter de

façon permanente l'activité réelle. En revanche, un choc boursier peut influencer le taux d'intérêt à long terme puisqu'une augmentation exogène de la demande de titres boursiers induit une baisse du prix des obligations soit un accroissement de leur taux d'intérêt de marché. De ce fait, la sixième restriction consiste à supposer que la réponse à long terme du taux d'intérêt est égale à 0.025 fois la valeur du choc boursier. Ainsi, une hausse permanente de 20% des prix boursiers réels implique une élévation à long terme de 0,50 point de pourcentage du taux d'intérêt du T-Bill trois mois. Dans ce cadre, les fonctions de réponses impulsionnelles font ressortir des résultats en accord avec les prédictions de la théorie économique. Un choc d'offre positif accroît les prix boursiers et le PNB à court terme et à long terme tandis qu'il diminue les prix à la consommation et le taux d'intérêt de façon permanente. La réaction des prix boursiers s'explique par le modèle de valorisation présente car d'une part l'élévation permanente de l'activité réelle motive des anticipations privilégiant l'augmentation des profits futurs et d'autre part la hausse du taux d'intérêt se répercute positivement sur le taux d'actualisation. De plus, les réponses valident l'hypothèse de proxy de Fama (1981) selon laquelle le lien négatif régulièrement mis en évidence entre les rendements boursiers et le taux d'inflation masque une relation positive entre les rendements boursiers et l'activité réelle et une relation négative entre celle-ci et le taux d'inflation. En outre, un choc de demande positif induit une élévation à long terme des prix à la consommation et du taux d'intérêt associée à une augmentation temporaire de l'activité économique. Ces réactions justifient la baisse des prix à long terme par application du modèle de valorisation présente. L'impact asymétrique des chocs d'offre et de demande sur les prix boursiers confirme l'importance de l'environnement économique dans leur réponses aux informations économiques. Si la source d'une élévation de l'activité économique est un choc de demande, une bonne nouvelle relative à la croissance économique signalera un risque de surchauffe d'où des anticipations centrées sur le

risque de remontée des taux d'intérêt au détriment de la hausse des profits futurs. En revanche, une impulsion économique provenant d'un choc d'offre engendrera des anticipations privilégiant l'augmentation des profits futurs et non celle du taux d'actualisation. Par ailleurs, un choc d'offre de monnaie positif implique une augmentation temporaire de l'activité réelle en raison de la neutralité de la monnaie postulée à long terme ainsi qu'une hausse permanente des prix à la consommation. De plus, l'effet liquidité induit une baisse à court terme du taux d'intérêt. Ces réactions sont compatibles avec l'augmentation à court terme des prix boursiers dans le contexte du modèle de valorisation présente. Par ailleurs, un choc boursier positif génère une augmentation permanente des prix boursiers qui peut traduire un engouement des investisseurs issu d'une modification de leur perception du risque en réponse à des facteurs déconnectés des fondamentaux. De plus, le choc accroît le taux d'intérêt à long terme en raison de la baisse des prix obligataires. Ce résultat peut être rapproché de la diminution de l'activité réelle à l'issue de plusieurs trimestres qui peut s'expliquer par l'effet négatif de la hausse du taux d'intérêt sur les projets d'investissements. Alternativement, la baisse de l'activité économique peut provenir d'un excès d'optimisme dans le développement du marché boursier au détriment du financement des investissements. Globalement, les chocs d'offre et de portefeuille ressortent comme les principaux déterminants des prix boursiers à long terme comparativement aux chocs monétaire et de demande. Cependant, contrairement aux conclusions de Binswanger (2004b), la majorité de la variabilité des prix boursiers est expliquée par les chocs d'offre (environ 50%).

Les chocs de portefeuille semblent donc contribuer sensiblement à la dynamique des prix boursiers dont les excès de volatilité semblent difficiles à expliquer par la volatilité des fondamentaux (Shiller 1981, 1989, 2000). En particulier, les crises récurrentes des années 1990 ont motivé le développement de la Finance Comportementale qui privilégie l'influence de facteurs non fondamentaux dans l'explication

de la déviation des prix boursiers de leur valeur intrinsèque. Ce courant est basé sur deux hypothèses qui impliquent l'inefficience des marchés financiers. La première stipule que certains investisseurs appelés "noise traders" ne sont pas pleinement rationnels de sorte que leur demande d'actifs financiers risqués est affectée par des croyances non justifiées par l'évolution des fondamentaux. La seconde hypothèse postule une efficacité limitée des opérations d'arbitrage effectuées par les traders rationnels d'où un risque de dérive des prix boursiers de leur valeur fondamentale. Ces phénomènes expliqueraient les excès de volatilité boursière par le biais de la sur-réaction et de la sous-réaction aux informations publiques et privées. Ces comportements peuvent engendrer une dépendance des volumes de transactions aux rendements passés, tendance qui semble très marquée en période de bulle boursière.

1.4. Conséquences des facteurs non fondamentaux

1.4.1 Manifestations des excès de réaction des prix boursiers

DeBondt et Thaler (1985) ont initié la formalisation du phénomène de sur-réaction des prix boursiers. Ce concept stipule que les individus révisent leur croyance en sur-estimant l'importance de l'information récente et en sous-estimant celle de l'information passée. En psychologie, ce comportement caractérise des individus sujets à l'"heuristique de représentativité" dont les effets sur les marchés boursiers ont été avancés très tôt. Des entreprises dotées d'un ratio prix boursier sur résultat très bas peuvent être considérées comme étant sous-évaluées si les investisseurs deviennent excessivement pessimistes après une série de mauvais résultats. Lorsque les résultats ultérieurs deviennent meilleurs, les prix des titres s'ajustent. De la même façon, les titres dont les entreprises ont le ratio est très élevé vont être

considérées sur-évalués avant la chute de leur prix à l'issue d'une mauvaise nouvelle. Selon DeBondt et Thaler, si les prix boursiers sur-réagissent aux informations alors leur retour vers la moyenne doit être prévisible à partir des seuls rendements passés. Dans ce cadre, deux hypothèses sont postulées. La première hypothèse implique que des mouvements extrêmes de prix boursiers sont susceptibles d'être suivis de mouvements de signe opposé. La seconde hypothèse stipule que l'ajustement du prix sera d'autant plus marqué que le mouvement de prix initial est important. Ces deux hypothèses conduisent à une violation de l'efficience au sens faible. Si l'on définit le rendement résiduel d'un titre à l'instant t comme l'écart entre le rendement observé et l'espérance conditionnelle du rendement de marché alors l'hypothèse d'efficience implique que l'espérance conditionnelle du rendement résiduel est nulle en t pour des portefeuilles gagnants et perdants. En revanche, l'hypothèse de sur-réaction suggère que l'espérance conditionnelle du rendement résiduel est négative sur un portefeuille perdant et positive sur un portefeuille gagnant. Afin de tester la prédictibilité de cette hypothèse, DeBondt et Thaler construisent des portefeuilles gagnants et perdants à partir des rendements mensuels de titres du New York Stock Exchange (NYSE) sur la période 1926 à 1982. Ces portefeuilles sont élaborés conditionnellement aux différences entre les rendements passés des titres et le rendement de marché associé. Sur la base des rendements de marché observés utilisés comme proxies des espérances conditionnelles des rendements de marché, les portefeuilles gagnants et perdants sont respectivement issus des rendements résiduels les plus élevés et les plus bas. L'hypothèse de sur-réaction est examinée à l'aide des rendements résiduels cumulés moyens sur des intervalles de 1 à 36 mois postérieurs à la période de formation des portefeuilles. Cette méthode fait ressortir un phénomène d'asymétrie au profit des portefeuilles perdants qui présentent un rendement moyen cumulé de +19.6% à un horizon de 36 mois contre -5% sur les portefeuilles gagnants. De plus, un effet "janvier" non expliqué ressort très nettement sur les

portefeuilles perdants qui présentent des surplus de rendements lors des mois 1, 13 et 25 respectivement égaux à +8.1%, +5.6% et +4.0%. Malgré cet effet, DeBondt et Thaler confirment l'hypothèse de sur-réaction.

Les travaux empiriques de DeBondt et Thaler (1985) suggèrent que l'adoption de stratégies contraires engendre des rendements anormaux à long terme. Des études plus récentes se sont focalisées sur les implications en matière d'efficience de stratégies fondées sur l'achat de titres gagnants et la vente de titres perdants ("Momentum"). Cette technique d'échange serait propice à l'autocorrélation positive des rendements boursiers à court terme soit à un horizon inférieur ou égal à 12 mois. Jegadeesh et Titman (1993) analysent ce phénomène à un horizon de 3 à 12 mois pour des rendements journaliers de titres du NYSE et de l'AMEX sur la période 1965 à 1989. Ils considèrent des stratégies d'achats et de ventes issues de l'observation des rendements passés sur 1, 2, 3 et 4 trimestres. Dans un premier temps, ils montrent que ces stratégies sont en moyenne profitable avec, par exemple, un rendement moyen mensuel de +1% observé sur les stratégies issues d'un historique de 2 trimestres. De plus, l'estimation d'un modèle à un facteur fait ressortir une covariance sérielle positive des innovations des rendements incompatible avec l'hypothèse d'efficience. Selon Jegadeesh et Titman, ce résultat signifie que les profits sont dus à une sous-réaction des prix boursiers à des informations spécifiques. Cette question est approfondie par l'analyse de la réaction des rendements boursiers à des annonces trimestrielles de résultats. La sous-réaction des rendements boursiers est confirmée dans la mesure où, au moment de l'annonce, les rendements des titres gagnants restent positifs et ceux des titres perdants restent négatifs. Cependant, le phénomène s'inverse entre le huitième et le vingtième mois. Ce résultat peut être dû aux transactions effectuées par des investisseurs qui achètent les titres dont les prix montent et vendent les titres dont les prix baissent. Ces comportements sont susceptibles d'engendrer une dérive des prix boursiers de

leur valeur de long terme d'où la sur-réaction observé à partir du huitième mois. Alternativement, le marché peut sous-réagir aux informations sur les perspectives de croissance à court terme des entreprises et sur-réagir aux nouvelles relatives à leurs perspectives de croissance à long terme.

A court terme, la sous-réaction des prix boursiers aux annonces de résultats est confirmée par Chan et al (1996). Leur étude est basée sur la construction de portefeuilles gagnants et perdants d'actions du NYSE, de l'AMEX et du NASDAQ entre 1977 et 1993. L'examen du contenu informationnel du phénomène de "momentum" est réalisé en retenant plusieurs critères de classification des portefeuilles. A partir du critère des rendements passés, Chan et al montrent tout d'abord que les rendements postérieurs à la période de formation des portefeuilles sont plus élevés sur les portefeuilles gagnants que sur les portefeuilles perdants. Par exemple, sur un an, ces derniers présentent un rendement de +14.3% contre 29.7% pour les portefeuilles gagnants. de plus, les différences entre les valeurs non anticipées des annonces associées à ces portefeuilles s'accroissent pendant plusieurs mois après leur période de formation. Par ailleurs, le marché reste surpris par les annonces durant les deux trimestres postérieurs à la formation des portefeuilles. En effet, au moment de la première annonce trimestrielle, les rendements des portefeuilles gagnants s'élèvent à +1.50% contre -1.1% pour les portefeuilles perdants soit une différence de 2.6%. Lors de la seconde annonce, ces rendements passent respectivement à +0.8% et -0.2% soit un écart de +1.0%. En d'autres termes, le phénomène de "momentum" peut refléter au moins partiellement un ajustement graduel des informations relatives aux résultats des entreprises. Les stratégies basées sur la part non anticipée des annonces et sur les rendements anormaux au moment des annonces génèrent des résultats similaires et révèlent que les écarts de rendements entre les portefeuilles gagnants et perdants sont plus élevés et durables en réaction aux rendements passés qu'à la part non anticipée des nouvelles. Chan et al

avancent que l'incertitude prévalant dans les stratégies centrées sur les valeurs non anticipées des annonces persiste moins longtemps que dans les stratégies basées sur les rendements passés qui comportent des informations plus difficilement interprétables. De plus, ils mettent en évidence une inertie des prévisions des analystes dont les anticipations initiales excessivement optimistes sont ajustées tardivement. Ce phénomène peut s'expliquer par la volonté d'encourager les investisseurs à acheter des titres plutôt qu'à les vendre du fait des répercussions positives sur les revenus des intermédiaires. Cette politique est donc propice à un ralentissement de l'incorporation des annonces de résultats dans les prix boursiers. Selon Chan et al, la validation de profits à court terme dans le cadre de stratégies de momentum n'est pas nécessairement un signe d'inefficience du fait des coûts de transactions qui peuvent être particulièrement élevés dans le cas de petites émissions d'actions.

Chan (2003) analyse sur la période 1980 à 2000 la réaction de rendements boursiers mensuels à des nouvelles publiques ainsi qu'à d'amples mouvements de prix survenus en l'absence d'informations publiques. Chaque mois, Chan sépare les titres d'entreprises américaines ayant fait l'objet d'annonces des autres titres. Puis, pour chaque catégorie, il construit des portefeuilles gagnants et perdants sur le critère des rendements les plus élevés aux rendements les plus bas. Dans ce cadre, la dynamique des rendements anormaux est examinée en réaction à des nouvelles publiques dans les 36 mois postérieures à leur diffusion ainsi qu'en réponse à de purs mouvements boursiers sur la même période. Les résultats obtenus avec ou sans distinction des portefeuilles gagnants et perdants mettent en évidence deux phénomènes principaux. En premier lieu, les nouvelles publiques induisent une sous-réaction des rendements boursiers qui conservent le même signe environ 12 mois. En revanche, des signaux non publics impliquent une sur-réaction des rendements qui deviennent de signe opposé entre le premier et le troisième mois après la formation des portefeuilles.

Ces résultats vont dans le sens des travaux de Daniel et al (1998) qui proposent à l'instar de Barberis et al (1998) un décryptage théorique des mécanismes de sur-réaction et de sous-réaction. Leurs approches reposent sur la prépondérance accordée au rôle de l'excès de confiance des investisseurs en leurs propres croyances dans la réponse des prix boursiers à l'information publique et privée.

Daniel et al (1998) postulent que les investisseurs font preuve d'un excès de confiance dans la qualité de leur information privée dont ils surestiment l'importance au détriment de celle de l'information publique. L'excès de confiance n'est affecté que par des nouvelles publiques qui confirment les convictions initiales des investisseurs. Leur analyse repose sur un modèle composé d'agents informés et non informés dotés d'un titre boursier et d'un titre non risqué. Daniel et al supposent tout d'abord que le niveau de confiance des agents informés dans la qualité de leur information privée est fixe dans le temps. Dans une première phase, ils reçoivent un signal privé stochastique quant à la valeur fondamentale du titre boursier et échangent avec les agents non informés. Ces derniers interprètent correctement la variance de l'erreur du signal alors que les agents informés retiennent une variance inférieure. Leur excès de confiance les conduit à surréagir à l'information de sorte qu'à l'issue d'un signal privé positif, l'espérance de prix boursier est supérieure à la valeur fondamentale. Dans une deuxième phase, un signal public stochastique est émis avec une variance d'erreur correctement estimée par tous les agents. Cette information permet une correction partielle de la déviation du prix boursier initiée à l'issue de la première phase. En conséquence, un signal public positif engendre une baisse du prix boursier qui reste cependant supérieur à la valeur intrinsèque. La dernière phase correspond à l'arrivée de nouveaux signaux publics qui assurent la convergence du prix espéré vers la valeur fondamentale. Puis, Daniel et al supposent que le niveau de confiance initial des traders informés est affecté par les seuls signaux publics qui confirment leurs convictions initiales. Ainsi, dans la deuxième

phase, leur niveau de confiance reste fixe à l'issue de signaux publics qui vont à l'encontre de leurs croyances et se renforce dans le cas contraire. En d'autres termes, si les signaux publics et privés sont de même signe, la variance de l'erreur du signal privé est revue à la baisse par les agents informés tandis qu'elle reste constante si les signaux publics infirment les croyances initiales des traders. Ce phénomène est propice à une sur-réaction plus marquée que dans la première phase qui se traduit par une autocorrélation positive des rendements ("momentum"). La phase de correction n'émerge qu'à la troisième période en réponse à un nouveau signal public qui permet la convergence du prix vers sa valeur fondamentale. Selon Daniel et al, on assiste donc à une sous-réaction qui engendre une autocorrélation négative des rendements à long terme. Notons que l'assimilation de la sur-réaction et de la sous-réaction respectivement à l'autocorrélation positive à court terme et négative à long terme des rendements boursiers est en opposition avec la terminologie généralement adoptée dans la littérature.

Contrairement à Daniel et al (1998) qui privilégie le rôle de l'information privée, Barberis et al (1998) avancent que la nature de la séquence de signaux véhiculés par les annonces publiques de résultats ou de dividendes conditionne la sur-réaction ou la sous-réaction des investisseurs. Barberis et al considèrent un investisseur représentatif qui ne sait pas que le vrai processus régissant les résultats des entreprises est une marche aléatoire et pense que le monde oscille entre deux états où les résultats sont pilotés respectivement par un modèle "mean reverting" et par un modèle "tendanciel". Un modèle "mean reverting" est privilégié par des individus sujets au conservatisme qui implique que l'annonce de résultats à fort contenu informationnel affecte lentement leurs croyances initiales. Dans ce modèle, les chocs de résultats sont susceptibles d'être de signe opposé d'une période à l'autre. Si un choc de résultat positif survient à l'instant t , l'investisseur anticipe un choc de résultat négatif en $t+1$. Si le choc est positif, le rendement réalisé est élevé car le

signe du choc n'a pas été anticipé tandis qu'un choc négatif induira un rendement plus faible. En conséquence, le rendement moyen attendu à l'issue d'un choc de résultat positif en t doit être positif. En revanche, à l'issue d'un choc de résultat négatif, le rendement moyen doit être négatif. Selon Barberis et al, cette configuration traduit une sous-réaction des investisseurs aux informations publiques. Dans le modèle "tendanciel", les agents sont sujets à l'"heuristique de représentativité" qui se traduit par une réaction aux informations à faible contenu informationnel. Ces investisseurs croient déceler des tendances dans des séquences de données générées aléatoirement de sorte qu'une chronique de résultats positifs par exemple, est considérée comme représentative des perspectives de gains futurs de l'entreprise. Supposons l'observation de ce phénomène jusqu'à l'instant t qui motive les agents à anticiper un résultat positif en $t+1$. Si le résultat est positif en $t+1$, le rendement ne sera pas élevé en raison de l'anticipation de l'annonce par l'investisseur. Si les résultats baissent, les rendements seront fortement négatifs du fait de l'excès d'optimisme préalable du trader. Ce cas est assimilé à une sur-réaction qui implique qu'à la suite d'une série de résultats positifs, le rendement moyen réalisé sera inférieur au rendement obtenu en réponse à une série de résultats négatifs. Ces comportements non rationnels conduisent à établir le prix de tout titre boursier comme la somme de la valeur actualisée des résultats futurs et d'une composante non fondamentale. Celle-ci dépend notamment de la probabilité qu'à chaque instant le résultat soit généré par le modèle "mean reverting" ou "tendanciel".

Généralement, les explications d'ordre comportemental aux excès de volatilité boursière occultent l'influence des volumes de transactions sur les phénomènes de sous-réaction et de sur-réaction alors que les excès de confiance des investisseurs en leurs propres convictions induisent nécessairement une dispersion des croyances réputée transiter par les volumes en matière de microstructure. Les travaux de Daniel et al (1998) par exemple, montrent que l'excès de confiance s'accroît avec le

succès passé du marché ce qui implique une augmentation des volumes de transactions en réaction à des rendements positifs. Dans ce cadre, le momentum de prix qui émerge en réaction aux feedback traders positifs doit être d'autant plus marqué que les volumes sont élevés. En d'autres termes, les volumes de transactions peuvent jouer un rôle central dans les mécanismes à l'origine des excès de volatilité boursière et ce par le biais du feedback trading et d'interactions dynamiques avec les rendements boursiers.

1.4.2 Implications sur les échanges

Le modèle théorique de Sentana et Wadhvani (1992) montre que les échanges non motivés par les fondamentaux économiques peuvent engendrer un lien étroit entre l'autocorrélation des rendements, leur volatilité et les volumes de transactions. Leur modèle capture le comportement de deux types de traders sur le marché boursier. Le premier groupe est composé de "feedback traders" qui basent leurs décisions sur les changements de prix passés plutôt que sur l'évolution des fondamentaux économiques. Dans le cadre du modèle de Barberis et al (1998), ces investisseurs sont sujets à l'"heuristique de représentativité" de sorte que leurs croyances sont conditionnées par l'observation de séquences de rendements passés de même signe. Le second groupe est composé d'investisseurs "smart money" qui orientent leurs décisions à partir des rendements espérés des titres boursiers issus de l'analyse des fondamentaux. Sentana et al représentent le volume de titres demandés par les feedback traders comme une fonction des rendements de la période précédente. Un coefficient positif traduit la présence massive de feedback traders positifs qui achètent les titres dont les prix montent et vendent les titres dont les prix baissent. En revanche, un coefficient négatif traduit la présence de feedback traders négatifs qui achètent les titres dont les prix baissent et vendent les titres dont les prix montent. Par ailleurs, la demande de titres des investisseurs "smart

money" est représentée à partir d'un modèle moyenne variance. La mise en rapport de ces deux modèles permet de déterminer les rendements comme une fonction du produit de la variance conditionnelle courante et des rendements de la période précédente. Dans ce cadre, Sentana et al avancent que la nature de l'autocorrélation des rendements dépend du type de traders capturés par le coefficient associé. La présence de feedback traders positifs engendre une autocorrélation des rendements négative tandis que le feedback trading négatif induit une autocorrélation des rendements positive. De plus, les périodes de faible volatilité seraient dominées par le feedback trading négatif alors que les périodes de haute volatilité seraient favorables au feedback trading positif.

Bange (2000) se réfère à des enquêtes mensuelles réalisées auprès de petits investisseurs entre 1987 et 1994 afin d'examiner empiriquement si l'évolution du stock d'actions détenues s'explique par des modifications de leurs sentiments et par le feedback trading. En premier lieu, Bange étudie la relation entre les décisions d'allocations et les anticipations des investisseurs sur les mouvements de marché. Il trouve que lorsque le pourcentage d'investisseurs privilégiant la perspective d'un marché haussier s'accroît, la proportion des fonds investis en actions augmente de +60% dans le mois suivant. Symétriquement, une élévation du pourcentage d'investisseurs anticipant un marché baissier engendre une baisse de -60% de leur stock d'actions. Ce résultat est confirmé par l'estimation de l'influence des sentiments passés des investisseurs sur la part des allocations en actions courante qui génère des coefficients significatifs. En second lieu, Bange teste l'aptitude des investisseurs à anticiper les mouvements de marché. Dans cette optique, il estime l'impact de la réallocation en actions retardée d'un mois sur l'excess rendements courant à un mois du Standard and Poor 500. Le coefficient ressort significativement négatif (-0.38) et montre qu'une augmentation de la réallocation des fonds en actions de +1% précède une baisse du marché de 38 points de base. En der-

nier lieu, si les investisseurs sont des feedback traders positifs alors une hausse des rendements doit induire une augmentation des investissements en actions. Ce phénomène est confirmé par le biais des impacts respectivement significativement négatifs et positifs du spread de défaut et des rendements boursiers non anticipés retardés. Le spread de défaut est associé à une proxy des conditions économiques censé refléter un environnement défavorable lorsqu'il prend une valeur élevée. Le coefficient négatif révèle qu'une augmentation du spread de +1% implique une baisse de la détention d'actions de -13%. Ceci montre que les investisseurs interprètent l'accroissement du spread comme le signe d'une détérioration de l'environnement économique. Par ailleurs, une élévation de +1% des excess rendements non anticipés induit une hausse significative de 11 points de base de la détention d'actions, résultat qui reflète un comportement de feedback trading positif.

Blume et al (1994) avancent une capacité des volumes de transactions à accélérer la découverte de la valeur fondamentale d'un actif risqué mais sans se prononcer sur la nature des informations transitant par les volumes. Lee et Swaminathan (2000) répondent à cette question dans le cadre de l'examen empirique de la relation entre le phénomène de momentum et les volumes de transactions boursières. Leur étude porte sur des titres du NYSE, de l'AMEX sur la période 1965 à 1995. A l'aide de la méthode de Jegadeesh et Titman (1993), ils construisent 30 portefeuilles triés sur la base de 3 niveaux de volumes et 10 niveaux de rendements observés sur différentes périodes passés (de 3 à 12 mois). Une première analyse montre une relation positive entre les volumes ("turnovers") et les portefeuilles perdants et gagnants qui comportent les mouvements de prix les plus marqués comparativement au portefeuille médian. Par exemple, les volumes journaliers moyens observés pendant les 6 mois de la formation des portefeuilles perdants et gagnants sont respectivement de 0.17% et 0.23% contre 0.12% pour le portefeuille intermédiaire. De plus, un momentum de prix est confirmé dans la mesure où, pour des portefeuilles

formés sur la base d'un historique de 6 mois, les gagnants obtiennent un gain moyen de +1.65% par mois sur les 9 mois suivants tandis que les perdants présentent un rendement moyen mensuel de +0.57%. En outre, le calcul de rendements annuels permet d'observer un phénomène de correction à des horizons de 2 et 3 ans, à l'instar des résultats obtenus par Jegadeesh et Titman (1993).

Une seconde analyse basée sur le double critère des volumes et des rendements passés révèle qu'une stratégie consistant à acheter des titres gagnants et vendre des titres perdants engendre des gains pour des volumes élevés qui sont dans les deux cas supérieurs à ceux obtenus pour de faibles volumes. Ainsi, pour des portefeuilles élaborées à partir d'un historique de 6 mois, le momentum de prix à horizon 6 mois est de +1.46% par mois pour les titres à volumes élevés contre 0.54% pour les titres à faibles volumes. Ce résultat va à l'encontre de l'hypothèse de liquidité qui implique que les portefeuilles les moins liquides sont propices à de meilleures performances. Une correction au momentum est également observée à l'issue de 12 mois après la date de formation des portefeuilles dans le sens où l'écart entre les rendements des portefeuilles gagnants et perdants est significativement positif la première année pour devenir non significativement négatif à des horizons de 2 à 5 ans. En outre, l'amplitude et la persistance du momentum de prix sont fonction des volumes passés. En effet, les corrections de prix sont plus prononcées pour les portefeuilles perdants à volumes faibles et pour les portefeuilles gagnants à volumes élevés. Inversement, le momentum de prix est plus prononcé sur les portefeuilles perdants à volumes élevés et sur les portefeuilles gagnants à volumes faibles. En d'autres termes, les volumes sont dotés d'un pouvoir prédictif des phénomènes de sous-réaction à court terme (momentum) et de sur-réaction à long terme (correction).

Les volumes ressortent comme des proxys des erreurs d'anticipations des investisseurs sur les perspectives de gains futurs des entreprises. En effet, les analystes

sont plus optimistes sur l'évolution des titres à volumes élevés que sur celle des titres à petits volumes mais leurs anticipations ne sont pas confortées par les performances futures observées. La diffusion des résultats des entreprises corrige ces erreurs de prévisions car les rendements postérieurs aux annonces sont plus faibles sur les titres assortis de volumes importants. Ces résultats montrent que les anticipations des investisseurs affectent non seulement les rendements mais aussi les volumes. Selon Lee et Swaminathan, la capacité des volumes passés à prédire les rendements futurs implique que les prix boursiers ne sont jamais égaux à leur valeur fondamentale mais qu'ils sont plutôt dans un état permanent de convergence vers leur valeur intrinsèque. Les phénomènes de sous-réaction et de sur-réaction sont deux éléments d'un même processus par lequel les prix s'ajustent à l'information.

1.5. Conclusion

Cette synthèse s'est focalisée sur la contribution de variables de microstructure, économiques et financières à la dynamique des prix boursiers. En microstructure, l'émergence des modèles d'asymétrie d'information a permis de compléter les explications fournies par les modèles d'inventaires quant au mode de détermination des prix boursiers. La confrontation des traders informés à des traders non informés "non discrétionnaires" (Glosten et Milgrom 1985, Kyle 1985) et/ou "discrétionnaires" (Admati et Pfleiderer 1988) est propice à un ralentissement de l'incorporation des informations dans les prix boursiers difficilement compatible avec l'hypothèse d'efficience. La théorie des flux d'informations (Clark 1973, Tauchen et Pitts 1983) et de la divergence des opinions (Copeland 1976, Shalen 1993) confèrent aux volumes de transactions un rôle essentiel dans ce processus. Si les flux d'Information sont censés engendrer une autocorrélation positive de la volatilité (Lamoureux et Lastrapes 1990), les théories reposant sur la dispersion des

croyances ne concluent pas systématiquement dans ce sens. Les traders informés, dotés d'une connaissance précise du marché et des actifs échangés, formuleraient des anticipations plus homogènes que celles émanant des traders non informés (Shalen 1993). La difficulté de ces derniers à décrypter les informations transitant par les volumes et les prix boursiers serait responsable d'une exagération des mouvements de prix boursiers et donc des excès de volatilité. L'observation conjointe des prix et des volumes passés peut cependant limiter la volatilité comparativement à la seule observation des prix passés en raison d'un apprentissage facilité par l'analyse des volumes (Blume et al 1994). Plus récemment, l'utilisation des flux d'ordres a permis d'apporter un éclairage nouveau sur les mécanismes de transmission des informations. En particulier, les flux d'ordres ressortent comme des vecteurs de transmission de la dispersion des croyances induite par les nouvelles macroéconomiques sur le marché de change (Evans et Lyons 2002, 2003 et 2005) et sur le marché obligataire (Green 2004).

Les marchés boursiers subissent également l'influence de facteurs externes, en particulier les effets directs d'informations économiques et financières. Le modèle de valorisation présente prédit une asymétrie de la réponse des prix boursiers à des nouvelles publiques selon les conditions économiques de leur diffusion. Cette caractéristique, initialement mise en évidence par McQueen et Roley (1993), a été depuis régulièrement vérifiée (Cornell et al 2002, Boyd et Jagannathan 2001). Cependant, des phénomènes tels que l'accélération de la vitesse de transmission des informations motivent la prise en compte d'interactions dynamiques entre les marchés boursiers et les sphères économiques, monétaires et financières. De telles relations ont été révélées durant les crises enregistrées au cours des années 1990, particulièrement entre les sphères réelle, boursière et de change lors de la crise asiatique. Ces manifestations vont dans le sens des prédictions théoriques de Gavin (1989) qui avance que les marchés boursiers et de change sont liés à long terme par

le biais de l'activité réelle, hypothèse notamment confirmée par Zhen Zhu (1998) sur le marché français. Depuis quelques années, l'utilisation de la technique SVAR offre un ancrage à une pré-conception du fonctionnement de l'économie. L'établissement de contraintes de long terme quant aux effets des chocs structurels permet une interprétation économique des fonctions de réponses impulsionnelles des variables endogènes. Cette méthode a motivé de nombreuses études consacrées à l'évaluation des effets des chocs de portefeuille ou boursiers et des chocs fondamentaux sur les prix boursiers. Binswanger (2004a et 2004b), entre autres, ont fait ressortir qu'un choc d'activité économique exerce une influence moins forte sur la sphère réelle que sur les prix boursiers, lesquels réagissent de façon plus marquée à des chocs de portefeuille. Une scission des chocs réels en chocs d'offre et de demande conduit Rapach (2001) à faire ressortir les chocs d'offre et boursiers comme les principaux déterminants de l'évolution des prix boursiers au détriment des chocs de demande et monétaires.

L'importance de la contribution des chocs de portefeuille à la dynamique des prix boursiers conduit à s'interroger sur le rôle des facteurs non fondamentaux contenus dans de tels chocs. En Finance Comportementale, ces facteurs font référence aux comportements irrationnels d'investisseurs dont les motivations non justifiées par l'évolution des fondamentaux seraient responsables des phénomènes de sous-réaction et de sur-réaction des prix boursiers aux informations. Ces mécanismes engendreraient l'existence d'opportunités d'arbitrage durables propices à une dérive des prix boursiers de leur valeur fondamentale incompatible avec l'hypothèse d'efficience. La première tentative de formalisation de ces mécanismes est attribuée à DeBondt et Thaler (1985) qui montrent que des stratégies basées sur l'achat de portefeuilles perdants et la vente de portefeuilles gagnants engendrent une sur-réaction des prix boursiers particulièrement marquée à un horizon de 36 mois. Alternativement, les stratégies consistant en l'achat de titres gagnants et la

vente de titres perdants sont étroitement associées aux momentums de prix boursiers qui impliquent une autocorrélation positive des rendements jusqu'à un horizon de 12 mois. Jegadeesh et Titman (1993) montrent que sur un horizon de 3 à 12 mois, ces stratégies génèrent des profits dus à une sous-réaction des prix boursiers à des informations spécifiques tandis qu'une correction émerge entre le huitième et le vingtième mois. Chan (1996) confirme l'influence des annonces de résultats trimestriels en avançant que les prévisions excessivement optimistes des analystes peuvent retarder l'ajustement des prix aux informations et contribuer à l'entretien d'un momentum de prix. Plus précisément, les excès de confiance des investisseurs en leurs propres opinions les conduisent à formuler des interprétations erronées des nouvelles publiques (Barberis et al 1998) ou à sur-estimer l'importance de l'information privée au détriment de l'information publique (Daniel et al 1998). Ces comportements impliquent un ralentissement de l'incorporation des informations sur le marché boursier d'où un risque de dérive des prix de leur valeur fondamentale. Un tel cadre est propice à une forte dispersion des croyances génératrice de volumes d'échanges dont l'effet sur les phénomènes de sur-réaction et de sous-réaction n'est généralement pas analysé. Le concept de feedback trading motive pourtant une telle démarche dans la mesure où cette stratégie peut être intimement liée à la volatilité du marché boursier. Sentana et al (1992), par exemple, postulent que les périodes de forte volatilité motivent le feedback trading positif qui implique l'achat de titres gagnants et la vente de titres perdants, stratégie propice au momentum de prix. En complément, les volumes peuvent orienter les prévisions sur les profits futurs de façon à revêtir une capacité prédictive des phénomènes de sous-réaction et de sur-réaction comme avancé par Lee et Swaminathan (2000).

Dans ce cadre, l'étude des mécanismes de transmission des informations transitant par les marchés boursiers est initiée dans le chapitre deux par l'examen du

rôle des volumes de transactions dans la dynamique de la volatilité conditionnelle des rendements boursiers.

Chapitre deux

Influence des volumes de transactions anticipés et non anticipés sur la volatilité boursière

Influence des volumes de transactions anticipés et non anticipés sur la volatilité boursière

2.1. Introduction

Le krach d'octobre 1987 a motivé de nombreux travaux sur la recherche des causes de la volatilité des marchés financiers dont la fragilité s'est par la suite régulièrement confirmée. En particulier, les marchés boursiers ont subi de fortes turbulences, notamment entre 1997 et 2003 où la multiplication de chocs majeurs s'est accompagnée d'un accroissement de la fréquence des pics de volatilités et de la durée de leur maintien à des niveaux élevés (Grouard, Levy et Lubochinsky - 2003). Parallèlement, l'analyse de la relation entre la volatilité des rendements d'actifs et les volumes de transactions a fait l'objet d'un regain d'intérêt tant théorique qu'empirique. Karpoff (1987) a recensé un grand nombre d'études empiriques convergeant vers l'existence d'une relation contemporaine positive entre les deux variables sur des marchés d'actions, de devises, de T-Bills et de futures. Cependant, malgré une littérature en microstructure abondante, la question de la nature du contenu informationnel des volumes et de ses conséquences sur la volatilité reste entière.

Les analyses théoriques peuvent être scindées en deux grands courants qui sont La théorie des flux d'informations et les théories de dispersion des croyances. Le

premier courant postule que les distributions de la volatilité et des volumes sont régies par un facteur commun représentatif des flux d'informations, configuration qui induit une relation positive contemporaine entre les variables (Clark-1973, Tauchen et Pitts-1983, Lamoureux et Lastrapes-1990). Le rôle conféré au caractère stochastique des flux d'informations conduit à privilégier une explication purement statistique au phénomène. Le second courant est centré sur le rôle de l'asymétrie d'information et conduit à supposer que le volume revêt une composante "liquidité" et une composante "échange informé". Cette approche pose la question fondamentale de l'influence des traders informés et non informés sur la dynamique des volumes et des prix boursiers et conduit à envisager une capacité prédictive des volumes vis à vis de la volatilité des rendements. L'influence de la dispersion des croyances a été postulée initialement par Copeland (1976) et Epps et Epps (1976) qui ont avancé l'hypothèse d'un ajustement graduel des prix aux informations du fait de l'hétérogénéité des anticipations. Pour Shalen (1993), l'excès de volume et de volatilité sont dus aux traders non informés qui ne savent pas distinguer les ordres liés à des besoins de liquidité des ordres spéculatifs. Daigler et Wiley (1999) ont confirmé empiriquement cette hypothèse pour des marchés de futures sur le Chicago Board of Trade. Ils ont montré qu'une augmentation de volume "informé" induit une baisse de volatilité contrairement à un accroissement de volume "non informé". A contrario, Liu (2003) a trouvé que la relation positive entre la volatilité et le volume pour les actions du New York Stock Exchange est essentiellement due aux échanges informés dont l'impact est évalué à l'aide d'une proxy de l'information privée. Les analyses telles que celle de Shalen ne postulent pas la possibilité d'un mécanisme d'apprentissage où l'observation des volumes passés induirait une accélération de l'incorporation des informations dans les prix boursiers, hypothèse au coeur des travaux de Blume, Easley et O'Hara (1994). Ils supposent que l'observation des volumes et des prix passés permet une découverte plus rapide de la

valeur fondamentale des actifs en regard de la seule observation des chroniques de prix et ce dans le cas d'une confrontation de traders informés et non informés. Ce phénomène, s'il n'engendre pas un ajustement instantané des prix aux informations, permet une obtention plus rapide de prix d'équilibre ce qui doit se traduire par une baisse de la persistance de la volatilité et du volume. Enfin, la nouvelle littérature de microstructure a mis en évidence que la majorité des effets des nouvelles macroéconomiques sur les prix d'actifs risqués transite par les flux d'ordres alors que les effets directs sont mineurs (Evans et Lyons 2002, 2003 et 2005).

La convergence de ces conclusions sur la richesse informationnelle des flux de transactions a motivé l'orientation de ce chapitre qui porte sur l'analyse de la relation entre la volatilité conditionnelle de rendements boursiers et les parts anticipées et non anticipées des volumes de transactions associés pour plusieurs indices nationaux. L'objectif consiste d'une part à tester la pertinence de la théorie des flux d'informations et d'autre part à nous prononcer sur la présence d'un mécanisme d'apprentissage issu de l'observation des flux de transactions passés. La validation de la capture des effets GARCH du fait de l'introduction de volumes courants autocorrélés dans l'équation de la variance conditionnelle militerait en faveur de l'hypothèse d'une incorporation instantanée des flux d'informations dans les volatilités boursières. En revanche, si les volatilités boursières ne sont influencées que par les volumes non anticipés courants ou passés, l'hypothèse d'ajustement instantané des prix boursiers aux flux d'informations ne tient pas. La prise en compte des volumes non anticipés retardés permettra de se prononcer sur la présence d'un phénomène d'apprentissage qui sera validé si l'influence des volumes passés sur la volatilité est significativement négative.

La deuxième section est consacrée à la présentation des principaux travaux de microstructure qui motivent l'examen des interactions entre les volumes non anticipés et les volatilités des rendements. Dans un premier temps, nous nous fo-

caliserons sur la théorie des flux d'informations qui conduit à la conclusion d'un ajustement instantané des prix d'actifs à l'arrivée des flux d'informations. Dans un second temps, nous examinerons l'hypothèse d'un ajustement progressif des prix d'actifs aux informations transitant par les volumes de transactions. Ce courant nous amènera à présenter des résultats à l'encontre et en faveur d'un phénomène d'apprentissage propice à une incorporation rapide des informations dans les prix.

La nécessité d'une identification approfondie des propriétés statistiques des séries d'indices boursiers et de volumes bruts est capitale dans la mesure où les résultats des modélisations sont dépendants de la nature des variables retenues. Cette étape est abordée dans la troisième section qui porte sur l'étude des caractéristiques statistiques des séries et sur la méthode d'extraction de la composante non anticipée des volumes de transactions. Les conclusions des tests de racine unitaire révéleront la présence d'une tendance vraisemblablement stochastique dans les volumes de transactions. Celle-ci est extraite en privilégiant la technique de Harvey qui offre l'avantage modéliser explicitement chaque composante d'une série. Puis, l'adoption d'une modélisation AR(P)-EGARCH(1,1) des volumes expurgés de leur tendance soit des volumes "non systématiques" a conduit à isoler leurs composantes anticipées et non anticipées.

Dans la littérature empirique, le comportement asymétrique de la volatilité boursière est régulièrement confirmé. Alternativement aux théories du feedback de volatilité (French et al 1987) et de l'effet de levier (Black 1976, Christie 1982), Koutmos (1998) avance l'existence d'un ajustement asymétrique des rendements à l'information passée pour expliquer la réaction asymétrique de la volatilité boursière à des chocs boursiers positifs et négatifs. Cette méthode est testée dans la quatrième section consacrée à l'étude de l'impact des volumes de transactions anticipés et non anticipés sur la volatilité boursière.

L'analyse porte sur des données journalières pour le le CAC40 (France), le DAX30 (Allemagne) et le Dow Jones Industrial 30 (DJIND - Etats-Unis) entre le 01/01/1993 et le 15/12/2003. Le choix des indices boursiers est dicté par la prépondérance des économies associées dans l'économie mondiale tandis que la période englobe de nombreux événements qui ont fortement perturbé les marchés boursiers (crise asiatique, crise russe, Enron, Worldcom...). Les indices boursiers sont obtenus à partir de Datastream et correspondent aux cours de clôture tandis que les volumes, extraits de Bloomberg, représentent le nombre de titres échangés. Avec C_{it} le cours de l'indice i en t , on définit le rendement $R_{it} = Ln(C_{it}/C_{it-1}) * 100$.

2.2. Des flux d'informations à l'hétérogénéité des croyances

Les explications à la relation entre le volume et la volatilité peuvent être regroupées en deux grands courants centrés respectivement sur le rôle des flux d'informations et sur l'influence des dispersions des croyances. Dans le cadre de la théorie des flux d'informations (Clark-1973, Tauchen et Pitts - 1983), une relation contemporaine positive est postulée entre le volume et la volatilité, lien qui sous-tend un ajustement instantané des prix aux informations. L'émergence de cette relation est due à la présence d'une variable commune, les flux d'informations, dans les distributions du volume et de la volatilité. Le caractère sériellement corrélé des flux d'informations expliquerait les effets de regroupements de volatilités de sorte que les jours comportant peu d'informations se caractériseraient par de faibles volumes et une faible volatilité. Cette hypothèse a été formalisée par Lamoureux et Lاس- trapes (1990) qui ont avancé que la persistance de la volatilité s'expliquerait par la

dépendance temporelle du taux d'évolution intra-jour des incréments composant le rendement quotidien d'un actif risqué.

Par opposition, les travaux de Copeland (1976) ou d'Epps et Epps (1976) ont contribué à l'émergence du second courant en avançant l'hypothèse d'un ajustement graduel des prix aux informations du fait de l'hétérogénéité des anticipations. Cette théorie est à la base des travaux de Shalen (1993) qui considère que la dispersion des croyances est propice à un excès de volatilité et de volume de sorte que l'on ne peut valider la présence d'un phénomène d'apprentissage. En revanche, Blume Easley et O'Hara (1994) envisagent l'hypothèse d'un apprentissage issu de l'observation conjointe des volumes et des prix et dont la manifestation, régie par l'hétérogénéité de la précision des signaux, doit contribuer à une réduction de la persistance de la volatilité.

2.2.1 Impact de la nature des flux d'informations

Influence de la stochasticité des flux d'informations

Une relation contemporaine positive est fréquemment rapportée entre le volume et la volatilité. Clark (1973) a proposé la MDH (Mixture Distribution Hypothesis) pour expliquer ce phénomène. Cette théorie repose sur l'idée que les variations de prix d'actifs et les volumes de transactions sont distribués conjointement comme une fonction du taux d'arrivée d'informations qui est qualifié de variable de mélange. Clark avance que la variabilité temporelle de la volatilité est directement liée à celle des flux d'arrivées d'informations. Ainsi, les jours comportant peu de nouvelles seraient associés à un faible volume d'échanges et à de petites fluctuations de prix. En revanche, une accélération du flux d'informations intensifierait les échanges ainsi que les mouvements de prix. De ce fait, la MDH propose une explication à l'autocorrélation positive de la volatilité des rendements d'actifs.

Dans le cadre d'une extension des travaux de Clark, Tauchen et Pitts (1983) expliquent d'une part la source d'une baisse potentielle de la volatilité en présence d'une augmentation du volume sur les marchés spéculatifs et d'autre part formalisent l'émergence de la relation entre la volatilité et le volume courant du fait du caractère stochastique des flux d'informations.

Tauchen et Pitts considèrent J traders "actifs" qui prennent des positions longues ou courtes sur un contrat, par exemple de future, durant un jour t . De plus, ils supposent qu'un mouvement du $(i - 1)$ ième équilibre intra-jour au i ième équilibre intra-jour est initié par l'arrivée d'une information nouvelle. Dans ce cadre, avec P_{ij}^* le prix de réservation du j ième trader au moment i et P_i le prix courant de marché à l'instant i , la position désirée Q_{ij} par le j ième trader est :

$$Q_{ij} = \alpha[P_{ij}^* - P_i], \quad \alpha > 0 \quad (2.1)$$

où $Q_{ij} > 0 (< 0)$ signifie une position longue (courte) désirée

Les P_{ij}^* diffèrent parmi les traders du fait de l'hétérogénéité de leurs anticipations sur le futur et du fait de la variabilité de leurs besoins relatifs au transfert de risque sur le marché. De plus, il est supposé que les traders "non actifs" établissent leurs prix de réservation au prix de marché.

L'équilibre nécessite $\sum_{j=1}^J Q_{ij} = 0$ ce qui implique que $P_i = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J P_{ij}^*$.

Supposons un mouvement du $(i - 1)$ ième équilibre vers le i ième équilibre. Un ensemble de nouvelles arrivent sur le marché et modifient les prix de réservations. Il en résulte que ΔP_i représente la moyenne des variations des prix de réservations. ΔP_i et le volume associé V_i sont supposés indépendants et sont définis comme suit :

$$P_i = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J P_{ij}^* \quad (2.2)$$

$$V_i = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^J |Q_{ij} - Q_{i-1j}| \quad (2.3)$$

Ainsi, on obtient :

$$V_i = \frac{\alpha}{2} \sum_{j=1}^J |\Delta P_{ij}^* - \Delta P_i| \quad (2.4)$$

Dans ce cadre, la distribution jointe de ΔP_{ij}^* est établie afin d'en déduire les distributions jointes des rendements de marché ΔP_i et de V_i .

A cette fin, on pose :

- ϕ_i la composante "homogénéité" des réactions des J traders supposé identiquement et indépendamment distribuée. $E(\phi_i) = 0$ et $V(\phi_i) = \sigma_\phi^2$,
- Ψ_{ij} la composante "hétérogénéité" des réactions des J traders supposé identiquement et indépendamment distribuée, $E(\Psi_i) = 0$ et $V(\Psi_i) = \sigma_\Psi^2$,

Tauchen et Pitts définissent ΔP_{ij}^* comme suit :

$$\Delta P_{ij}^* = \phi_i + \Psi_{ij} \quad (2.5)$$

-si $|\phi_i|$ est très supérieure à $|\Psi_{ij}|$, alors les traders réagissent quasi unanimement à l'arrivée d'une nouvelle tandis que si $|\phi_i|$ est très faible, les réactions des traders à l'arrivée d'une nouvelle sont très hétérogènes.

Par ailleurs, l'hypothèse d'indépendance mutuelle de ϕ_i et de Ψ_{ij} implique qu'il n'y a pas de retard dans la réception de l'information.

Nous en déduisons que :

$$\Delta P_i = \phi_i + \bar{\Psi}_i \text{ avec } \bar{\Psi}_i = \sum_{j=1}^J \Psi_{ij} \quad (2.6)$$

$$V_i = \frac{\alpha}{2} \sum_{j=1}^J |(\phi_i + \Psi_{ij}) - (\phi_i + \bar{\Psi}_i)| \quad (2.7)$$

$$V_i = \frac{\alpha}{2} \sum_{j=1}^J |\Psi_{ij} - \bar{\Psi}_i| \quad (2.8)$$

La composante "homogénéité" ne joue aucun rôle dans la génération du volume qui ressort comme une fonction de l'hétérogénéité des réactions des traders. Des

réactions fortement homogènes induisent donc un changement de prix associé à un faible volume. Dans ce cadre, les auteurs montrent au moyen de l'espérance de V_i ($E(V_i)$) et de la variance de ΔP_i ($\text{Var}(\Delta P_i)$) qu'un accroissement du nombre de traders peut engendrer une baisse de la volatilité associée à une diminution du volume. Les expressions sont de la forme suivante :

$$E(V_i) = \frac{\alpha}{2} \sigma_\psi \sqrt{\frac{2}{\pi}} \sqrt{\frac{J-1}{J}} J \quad (2.9)$$

$$\text{Var}(\Delta P_i) = \sigma_\phi^2 + \frac{\sigma_\psi^2}{J} \quad (2.10)$$

Toutes choses égales par ailleurs, lorsque le nombre de traders J augmente, $E(V_i)$ s'accroît linéairement tandis que $\text{Var}(\Delta P_i)$ converge vers σ_ϕ^2 du fait de l'élimination de l'effet des divergences d'opinions issue de la liquidité croissante du marché. Ce résultat est primordial car il incite à expurger le volume de sa tendance afin d'évacuer l'effet "mécanique" d'un accroissement de la liquidité sur la volatilité pour se concentrer sur l'impact de la composante informationnelle du volume.

En complément, Tauchen et Pitts établissent la distribution des variations de prix et de volume journalières pour un nombre quotidien de traders J fixé.

Sur la base d'un nombre d'équilibres intra-jour I aléatoire, les auteurs postulent les expressions des volumes (V) et des variations de prix journaliers suivantes (ΔP) :

$$\Delta P = \sum_{i=1}^I \Delta P_i \quad \Delta P_i \rightarrow N(0, \sigma_1^2) \quad (2.11)$$

$$V = \sum_{i=1}^I V_i \quad V_i \rightarrow N(\mu_2, \sigma_2^2) \quad (2.12)$$

Le volume et les variations de prix journaliers sont régis par des mélanges de lois normales comportant la même variable de mélange I , le nombre d'équilibres intra-jour.

Les distributions conditionnelles à I sont :

$$\Delta P_{/I} \rightarrow N(0, \sigma_1^2 I) \quad (2.13)$$

$$V_{/I} \rightarrow N(\mu_2, \sigma_2^2 I) \quad (2.14)$$

Le modèle bivarié associé permet d'aboutir à l'émergence de la relation entre la variance des changements de prix et le volume :

$$\Delta P = \sigma_1 \sqrt{I} Z_1 \text{ avec } Z_1 \rightarrow N(0, 1) \quad (2.15)$$

$$\Delta P = \sigma_1 \sqrt{I} Z_2 \text{ avec } Z_2 \rightarrow N(0, 1) \quad (2.16)$$

Z_1 , Z_2 et I sont des variables mutuellement indépendantes.

Il s'ensuit que :

$$COV(\Delta P^2, V) = E(\Delta P^2 V) - E(\Delta P^2)E(V) \quad (2.17)$$

$$COV(\Delta P^2, V) = \sigma_1^2 \mu_2 E(I^2) - \sigma_1^2 \mu_2 E(I)^2 \quad (2.18)$$

$$COV(\Delta P^2, V) = \sigma_1^2 \mu_2 Var(I) > 0 \quad (2.19)$$

La relation contemporaine positive entre la variation de prix journalière et le volume émerge du fait de leur lien positif avec la variable de mélange I. Si ce nombre d'équilibres intra-jour n'a pas de variance, la relation disparaît.

Tauchen et Pitts démontrent donc d'une part que l'utilisation de volumes non expurgés de leur tendance peut induire un biais dans l'analyse de la relation entre le volume et la volatilité et d'autre part que cette relation provient du caractère stochastique des flux d'informations plutôt que de l'hétérogénéité de réactions des traders lors de l'arrivée de nouvelles. Dans ce contexte, l'analyse du volume non anticipé peut révéler l'importance de sa composante informationnelle dans l'émergence de sa relation avec la volatilité.

Pour Lamoureux et Lastrapes (1990), l'hypothèse d'autocorrélation des flux d'informations associée à la MDH conduit à représenter la variance conditionnelle des rendements journaliers à l'aide d'un modèle GARCH où l'intensité de la réduction du phénomène de persistance issu de la présence du volume courant fournit une mesure de la capacité de celui-ci à constituer une proxy des flux d'informations.

Conséquence de la corrélation sérielle des flux d'informations

Lamoureux et Lastrapes considèrent δ_{it} le $i^{\text{ième}}$ incrément intra-jour pendant le jour t d'un actif risqué et supposé identiquement et indépendamment distribué selon une loi normale $N(0, \sigma^2)$. De plus, ils posent que η_t est le nombre stochastique d'arrivées d'informations sur le marché pendant le jour t . Ces paramètres permettent de définir R_t le rendement de l'actif entre $t-1$ et t :

$$R_t = \sum_{i=1}^{\eta_t} \delta_{it} \quad (2.20)$$

Comme postulé par la MDH, le rendement journalier est généré par un processus stochastique subordonné dans lequel R_t est subordonné à δ_i avec η_t comme processus directeur. Lamoureux et Lastrapes considèrent qu'avec η_t suffisamment grand $R_t \rightarrow N(0, \sigma_{\eta_t}^2)$. Si les flux d'informations sont sériellement corrélés, ils peuvent être représentés par un processus auto-régressif qui induit une variance conditionnelle estimable au moyen d'une structure GARCH.

Avec $b(L)$ un polynôme retard d'ordre p , u_t un bruit blanc et $\Omega = E(R_t^2/\eta_t)$ la variance conditionnelle du rendement le jour t , nous obtenons le processus suivant :

$$n_t = k + b(L)n_{t-1} + u_t. \quad (2.21)$$

d'où la variance conditionnelle Ω :

$$\Omega_t = \sigma^2 n_t = \sigma^2 k + b(L)\Omega_{t-1} + \sigma^2 u_t. \quad (2.22)$$

Ainsi, la structure auto-régressive de la variable de mélange conduit à définir la variance conditionnelle des rendements journaliers comme un processus GARCH.

Dans la théorie des flux d'informations, la dispersion des croyances n'influence pas la dynamique de la volatilité. Pourtant, dans la littérature empirique, certaines conclusions incitent à privilégier le rôle de l'hétérogénéité des anticipations et de l'information privée dans la dynamique de la volatilité. Connolly et Stivers (1999) par exemple trouvent que la volatilité d'actions composant le Dow Jones Industrial Average et le Nikkeï 225 diminue à la suite de l'arrivée de nouvelles macroéconomiques et n'est pas due à l'arrivée de nouvelles sériellement corrélées. A partir d'un indicateur de dispersion des croyances ils montrent d'une part que la volatilité est d'autant plus forte que l'hétérogénéité des anticipations est élevée et d'autre part que le volume représente une bonne proxy de la dispersion des croyances.

L'hétérogénéité des croyances est au coeur des études de Shalen (1993) et de Blume Easley et O'Hara (1994) dont les conclusions divergent sur l'existence d'un mécanisme d'apprentissage propice à une accélération de l'incorporation des informations dans les prix d'actifs.

2.2.2 Répercussions de l'hétérogénéité des anticipations

Les travaux de Copeland (1976) et de Epps et Epps (1976) ont contribué à l'émergence du courant privilégiant le rôle de la dispersion des croyances dans la dynamique de la volatilité. Copeland (1976) propose un modèle d'arrivée séquentielle de l'information (SIAH) où l'information nouvelle n'est pas reçue simultanément sur le marché par l'ensemble des traders. De plus, le volume est généré par les différents degrés d'informations détenus par ces derniers. Le marché n'atteint un équilibre que lorsque les traders ont reçu toute l'information. Les traders non informés n'infèrent pas d'information nouvelle des actions des traders informés de sorte que si les prix ne reflètent pas toute l'information disponible, la convergence

vers un consensus est lente d'où une persistance de la volatilité et du volume. Epps et Epps (1976) proposent un modèle où les variations de prix résultent du changement moyen des prix de réservation des investisseurs. L'amplitude des désaccords sur les prix est positivement lié à l'intensité de la variation des prix d'actifs. En conséquence, la relation entre le volume et la volatilité est issue de l'hétérogénéité des croyances quant à la valeur des actifs de sorte qu'un excès de volume et de volatilité sont attendus. Cette conclusion ressort des travaux de Shalen (1993) qui attribue ce phénomène aux traders les moins informés. Ses conclusions vont à l'encontre de l'hypothèse d'un mécanisme d'apprentissage propice à une accélération de l'incorporation des informations dans les prix en présence d'information privée et de dispersion des croyances. Dans ce cadre, la dynamique des transactions peut jouer un rôle capital comme postulé par Blume, Easley et O'Hara (1994).

Une source de persistance de la volatilité

Shalen considère un contrat sur futures qui prend fin à l'issue de deux périodes avec \tilde{P}_t son prix en $t = 1, 2$. Le prix final \tilde{P}_2 est supposé généré par une séquence de chocs normaux indépendants \tilde{S}_t de moyenne zéro :

$$\tilde{P}_2 = E(\tilde{P}_2) + \sum_{t=0}^2 \tilde{S}_t \quad (2.23)$$

avec $E(\tilde{P}_2)$ espérance non conditionnelle de \tilde{P}_2 .

Par ailleurs, le marché est composé de J "hedgers" ou liquidity traders et de I spéculateurs. En t , le $j^{\text{ième}}$ hedger est doté de h_t^j une demande aléatoire normalement distribuée de moyenne zéro. Shalen suppose que les spéculateurs ont une connaissance imparfaite de la demande des liquidity traders de sorte que la demande en "hedging" est une source de bruit qui empêche le prix d'équilibre de complètement révéler l'information privée. C'est la raison du maintien de la dispersion des anticipations.

Shalen définit ρ_t^i comme l'indicateur de précision de l'estimation du $i^{\text{ième}}$ spéculateur en t quant à \tilde{P}_2 . Cet indicateur, pondéré par un facteur de tolérance au risque, permet de calculer le "poids" w_t^i du $i^{\text{ième}}$ spéculateur :

$$w_t^i = \frac{\rho_t^i}{I\rho_t} \text{ avec } \rho_t = \frac{1}{I} \sum_i \rho_t^i \quad (2.24)$$

Les pondérations w_t^i reflètent la propension des spéculateurs à échanger d'autant moins, sur la base de l'hétérogénéité de leurs croyances, que la qualité de leurs informations est faible. En $t=1$, les moyenne et variance des anticipations conditionnelles du prix final sont respectivement $E_1(\tilde{P}_2)$ et $Var_1(\tilde{P}_2)$:

$$E_1(\tilde{P}_2) = \sum_i w_1^i E_1^i(\tilde{P}_2) \quad (2.25)$$

$$Var_1(\tilde{P}_2) = \sum_i w_1^i Var_1^i(\tilde{P}_2) \quad (2.26)$$

Avec β_i , paramètre reflétant la sensibilité de la variation de prix entre la première et la seconde période, les prix d'équilibre P_0 et P_1 s'établissent comme suit :

$$P_0 = E_0(\tilde{P}_1) + \sum_i \beta_i w_0^i E_0^i(\tilde{P}_2 - \tilde{P}_1) + h_0/\rho_0 \quad (2.27)$$

$$P_1 = E_1(\tilde{P}_2) + h_1/\rho_1 \quad (2.28)$$

Comme les spéculateurs ne connaissent pas la demande de "hedging" en $t=0$, ils ne peuvent pas inférer les valeurs anticipées conditionnelles moyennes $E(\tilde{P}_1)$ et $E(\tilde{P}_2)$ à partir du prix d'équilibre P_0 . De même, en $t=1$, ils ne peuvent déterminer $E(\tilde{P}_2)$ à partir du nouveau prix d'équilibre P_1 . Cette hypothèse a des implications importantes. Tout d'abord, les anticipations conditionnelles restent dispersées car les prix d'équilibre ne sont pas parfaitement révélateurs. Par ailleurs, les anticipations conditionnelles des spéculateurs sont biaisées. En effet, comme les inférences sont réalisées à partir de prix d'équilibre, les spéculateurs ne peuvent isoler l'influence de la demande de "hedging" de celle issue de signaux privés. Ainsi, ils ne

peuvent savoir si un prix est élevé du fait de signaux privés favorables ou d'une demande de "hedging" importante. En conséquence, ils tendent à sur-estimer le payoff en cas de demande de "hedging" élevée ce qui induit un excès de covariance entre les demandes de "hedging" et les anticipations de prix conditionnelles. Shalen montre que cet excès de covariance est proportionnel à la dispersion des anticipations, mécanisme qui génère une relation positive entre la volatilité et la dispersion des croyances.

Avec $D_t(\tilde{x})$ la dispersion des anticipations relatives à la variable aléatoire \tilde{x} en t , Shalen pose :

$$D_t(\tilde{x}) = E \left[\sum_i w_t^i \left(\tilde{E}_t^i(\tilde{x}) - \tilde{E}_t(\tilde{x}) \right)^2 \right] \quad (2.29)$$

$$D_t(\tilde{x}) = COV \left[\tilde{x} - \tilde{E}_t(\tilde{x}), \tilde{E}_t(\tilde{x}) \right] \quad (2.30)$$

La dispersion des croyances ressort comme la distance moyenne entre les anticipations individuelles des spéculateurs et l'anticipation moyenne en regard de \tilde{x} ce qui revient à la covariance entre l'estimation moyenne de \tilde{x} et l'erreur d'estimation moyenne de \tilde{x} . De là, Shalen montre que l'excès de covariance de l'anticipation moyenne de \tilde{P}_2 par les spéculateurs avec la demande de "hedging" est égale à la dispersion des anticipations.

Dans ce contexte, Shalen déduit que le volume comme la volatilité sont générés par le changement intertemporel des croyances.

Avec $\tilde{\Delta}_t f^i = \tilde{f}_t^i - \tilde{f}_{t-1}^i$ la variation de la demande des spéculateurs, $\tilde{\Delta}_t h^j = \tilde{h}_t^j - \tilde{h}_{t-1}^j$ la variation de la demande des liquidity traders et $\tilde{\Delta}_t P = \tilde{P}_t - \tilde{P}_{t-1}$ la variation de prix en t , Shalen définit $E(vol)$ l'espérance de volume et $Var(\tilde{\Delta}_1 P)$ la volatilité :

$$E(vol) = \frac{1}{2} E \left(\sum_i |\tilde{\Delta}_1 f^i| + \sum_j |\tilde{\Delta}_1 h^j| \right) \quad (2.31)$$

$$E(vol) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} E \left(\sum_i Var(\tilde{\Delta}_1 f^i)^{1/2} + \sum_j Var(\tilde{\Delta}_1 h^j)^{1/2} \right) \quad (2.32)$$

avec :

$$\begin{aligned} Var(\tilde{\Delta}_1 f^i) &= (\rho_0^i)^2 D_0(\tilde{P}_2) + (\rho_1^i)^2 D_1(\tilde{P}_2) + (\rho_0^i)^2 \left(Var_0(\tilde{P}_2) - Var_0^i(\tilde{P}_2) \right) \\ &\quad + (\rho_1^i)^2 \left(Var_1(\tilde{P}_2) - Var_1^i(\tilde{P}_2) \right) + Var \left(\frac{\tilde{\rho}_1^i}{\rho_1} \tilde{h}_1 - \frac{\tilde{\rho}_0^i}{\rho_0} \tilde{h}_0 \right) \\ Var(\tilde{\Delta}_1 P) &= D_0(\tilde{P}_2) + D_1(\tilde{P}_2) + Var_0(\tilde{P}_2) - Var_1(\tilde{P}_2) + Var \left(\frac{\tilde{\rho}_1^i}{\rho_1} - \frac{\tilde{h}_0}{\rho_0} \right) \end{aligned} \quad (2.33)$$

L'espérance de volume et la volatilité dépendent de la variation de la demande de liquidité et de la dispersion des anticipations sur P_2 en $t=0$ et $t=1$. $D_0(\tilde{P}_2)$ mesure l'excès de covariance entre l'anticipation conditionnelle moyenne de P_2 et la demande de "hedging". Cet excès provient de la confusion entre les chocs d'information privée et les chocs liés à la demande en liquidité. En conséquence, les dispersions de volatilité représentent une part de la volatilité directement attribuable au bruit. De plus, la "quantité" d'incertitude sur le prix mesurée par $Var_0(\tilde{P}_2) - Var_1(\tilde{P}_2)$ n'apparaît que dans l'expression de la volatilité et non dans celle du volume espéré. Autrement dit, une information nouvelle génère de la volatilité mais n'implique un excès de volume que par le canal de la révision de l'hétérogénéité des croyances.

Pour Shalen, l'excès de volatilité est essentiellement dû aux traders les moins informés qui ne peuvent observer les transactions des autres traders afin d'interpréter les signaux "bruités" d'où une plus grande dispersion des croyances. La fréquente révision de leurs croyances peut ainsi engendrer des fluctuations de prix du fait de leur tendance à échanger plus longtemps en regard des traders informés après la révélation de l'information. Ces conclusions vont à l'encontre des théories de Kyle (1985) ou Glosten et Milgrom (1985) qui supposent que les demandes des liquidity traders masquent l'information privée détenue par les traders informés dont la répartition des interventions dans le temps ralentit la vitesse d'incorporation des informations dans les prix avec pour conséquence une volatilité persistante.

Shalen ne postule pas l'existence d'un phénomène d'apprentissage propice à une accélération de l'incorporation des informations dans les prix d'actifs risqués. Son analyse se rapproche donc des travaux de Copeland (1976) qui postule une absorption lente des signaux dans les prix. En revanche, Blume Easley et O'Hara (1994) supposent que l'observation conjointe des chroniques de volumes et de prix permet l'accès à des informations qui ne peuvent être révélées par la seule observation des prix. Autrement dit, le volume ressort comme une variable d'apprentissage propice à une révélation plus rapide de la "vraie" valeur de l'actif.

Les volumes propices à un apprentissage

Blume Easley et O'Hara (1994) considèrent que le volume peut capturer certains éléments endogènes du processus d'échange qui ne sont pas nécessairement incorporés dans le prix. En effet, comme le volume émane de demandes individuelles, ce facteur doit refléter des aspects de la structure de l'information dont la connaissance peut être utilisée par les traders. L'évaluation du rôle du volume à partir de l'information contemporaine se heurte toutefois à un problème de simultanéité. En effet, même si le volume revêt un contenu informationnel pertinent, lorsque les traders utilisent l'information véhiculée par le volume contemporain, le seul équilibre révélateur est celui où le volume ne véhicule pas d'information. Supposons que des traders soient animés de préférences communes et reçoivent des signaux pertinents quant au payoff final. S'il existe un équilibre révélateur conditionné par le prix et le volume, alors tous les traders choisissent la même transaction ce qui signifie que le volume, nul à l'équilibre, ne comporte pas d'information. Autrement dit, si les traders utilisent l'information contenue dans le volume contemporain afin de déterminer leur transactions courantes, la simultanéité du processus peut polluer l'information initiale.

Cette problématique a conduit à envisager l'hypothèse de l'utilisation de données passées par les traders comme c'est le cas en analyse technique des marchés. Le

problème de la simultanéité peut donc être contourné en permettant aux traders de conditionner leurs choix à des statistiques de marché à l'exception des statistiques courantes résultant de leurs transactions désirées. Ainsi, les auteurs entendent par "analyse technique" l'utilisation en t de statistiques issues des périodes $t-1$, $t-2$... propices à l'élaboration d'inférences quant à la valeur future des actifs risqués.

Blume, Easley et O'Hara (1994) souhaitent déterminer comment les propriétés statistiques du volume peuvent être liées à la valeur de l'actif risqué sous-jacent de façon à montrer ce que les traders peuvent apprendre de l'observation du volume. Dans cette étude, l'analyse technique émerge comme un composant naturel du processus d'apprentissage où le volume affecte le comportement des prix plutôt qu'il ne le décrit.

Blume et al considèrent un univers composé de N traders (N très grand) qui peuvent échanger un actif risqué et non risqué. La valeur finale de l'actif risqué est une variable aléatoire $\Psi \rightarrow N(\Psi_0, 1/\rho_0)$. Initialement, tous les traders ont les mêmes croyances quant à la valeur de l'actif risqué et synthétisées par la distribution précédente. Le modèle est proposé dans un premier temps sur la base de deux périodes de transactions puis est étendu à un cadre multipériodique. Les traders reçoivent un signal informationnel à chaque période et sont divisés en deux groupes. Le groupe I est composé de $N_I = \mu N$ traders tandis que le groupe II comporte $N_{II} = (1 - \mu)N$ traders. Dans chaque groupe, les traders reçoivent des signaux issus d'une distribution commune mais chaque groupe est associée à une distribution distincte de l'autre. En t , le signal reçu par le $i^{\text{ème}}$ trader du groupe I est $y_t^i = \varphi + w_t + e_t^i$ avec le terme d'erreur commun $w_t \rightarrow N(0, 1/\rho_w)$ et le terme d'erreur spécifique $e_t^i \rightarrow N(0, 1/\rho_t^1)$ En t , le signal reçu par le groupe II (y_t^i) diffère seulement par la distribution du terme d'erreur spécifique $e_t^i \rightarrow N(0, 1/\rho_t^2)$ avec ρ^2 supposé connu. Les variables ρ_t^1 représentent la précision, aléatoire, des signaux des traders du groupe I de sorte que la qualité des signaux évolue dans le temps.

Chaque ρ_t^1 n'est connu que des traders de ce groupe tandis que les autres facteurs sont connus des deux groupes.

Sur la base de ces hypothèses, on en déduit que dans le groupe I $y_t^i \rightarrow N(\psi, 1/\rho_t^{S1})$ avec $\rho_t^{S1} = \rho_w \rho_t^1 / (\rho_w + \rho_t^1)$ et que dans le groupe II $y_t^i \rightarrow N(\psi, 1/\rho^{S2})$ avec $\rho^{S2} = \rho_w \rho^2 / (\rho_w + \rho^2)$.

De plus, conditionnellement à w_t et avec $\theta_t = \psi + w_t$, nous avons dans le groupe I $y_t^i \rightarrow N(\theta_t, 1/\rho_t^1)$ et dans le groupe II $y_t^i \rightarrow N(\theta_t, 1/\rho^2)$.

Blume et al établissent le prix d'équilibre P_1 de la première période :

$$P_1 = \frac{\rho_0 \Psi_0 + [\mu \rho_1^{S1} + (1 - \mu) \rho^{S2}] \theta_1}{\rho_0 + [\mu \rho_1^{S1} + (1 - \mu) \rho^{S2}]} \quad (2.34)$$

Cet équilibre n'est pas révélateur car les traders du groupe II ne connaissent pas ρ_1^{S1} . Ainsi, ils ne peuvent inférer le signal θ_1 à partir du prix d'équilibre. Bien que le prix reflète la valeur agrégée des signaux, les traders du groupe II ne disposent pas d'assez d'informations pour discerner cette valeur. En revanche, les traders du groupe I connaissent ρ_1^{S1} et ρ^2 de sorte que l'observation du prix d'équilibre leur révèle θ_1 . Cette configuration incite donc les traders du groupe II à observer le volume afin d'y puiser de l'information non contenue dans le prix.

Avec $\rho_0(\psi_0 - P_1) + \rho_1^{S1}(y_1^i - P_1)$ la demande du $i^{\text{ième}}$ trader du groupe I et $\rho_0(\psi_0 - P_1) + \rho^{S2}(y_1^i - P_1)$ la demande du $i^{\text{ième}}$ trader du groupe II, le volume par trader sur la première période V_1 est défini comme suit :

$$V_1 = \frac{1}{2N} \left[\sum_{i=1}^{N_I} |\rho_0(\psi_0 - P_1) + \rho_1^{S1}(y_1^i - P_1)| + \sum_{i=N_I+1}^N |\rho_0(\psi_0 - P_1) + \rho^{S2}(y_1^i - P_1)| \right] \quad (2.35)$$

Afin de comprendre comment les traders peuvent apprendre à partir de l'observation du volume, il convient de savoir comment ils interprètent l'information véhiculée par celui-ci. Dans cette optique, Blume et al déterminent la statistique du volume qui permet de différencier l'information générée par celui-ci de l'information issue du prix. Cette statistique, non reproduite ici, permet de déterminer

l'expression de la sensibilité du volume à une variation de ρ_1^1 afin de mettre en évidence le complément informationnel apporté par le volume :

$$\frac{\partial V_1}{\partial \rho_1^1} = \frac{\mu}{2} \phi \left(\widehat{\delta}_1 \frac{(\rho_w + \rho_1^1)}{\rho_w (\rho_1^1)^{1/2}} \right) \left(\frac{\rho_w}{(\rho_1^1)^{1/2}} \right) \frac{(\rho_w - \rho_1^1)}{(\rho_w - \rho_1^1)^{1/2}} \quad (2.36)$$

avec $\widehat{\delta}_1 = \rho_0 (P_1 - \psi_0) \left(\frac{\rho_1^{S_1}}{\mu \rho_1^{S_1} + (1-\mu) \rho^{S_2}} - 1 \right)$ et $\phi(\cdot)$ la densité de la loi normale standardisée.

Selon Blume et al, cette formule montre que le volume véhicule de l'information sur la qualité du signal ρ_1^1 . Cette information peut être utilisée dans l'équation de prix afin d'inférer θ_1 , la valeur de l'actif risqué. Précisément, à prix P_1 fixé, lorsque $\rho_1^1 < \rho_w$, une augmentation de ρ_1^1 induit un accroissement du volume, lequel diminue si $\rho_1^1 > \rho_w$. Ce résultat reflète les effets de la qualité de l'information sur le volume. Supposons que le groupe I reçoive des signaux de très faible qualité, autrement dit dotés d'une précision ρ_1^1 proche de zéro. Les traders ont donc peu confiance dans ces signaux qui sont très dispersés. Si $\rho_1^1 = 0$, les signaux ne sont d'aucune utilité et le seul équilibre possible survient en $P_1 = \psi_0$ et pour un volume nul. En revanche, si ρ_1^1 est très grand ($\rho_1^1 > \rho_w$), le volume est faible mais pour une autre raison. En effet, si ρ_1^1 tend vers l'infini, les signaux du groupe I deviennent homogènes ce qui n'incite plus les traders à échanger entre eux mais avec les traders du groupe II. Un volume faible peut donc indiquer l'arrivée d'une information non significative mais peut également traduire la survenance d'une information très précise.

Le volume se révèle donc étroitement lié à la dispersion des croyances dont le lien avec l'information est complexe. A partir de tirages aléatoires de couples (θ_1, ρ_1^1) , le modèle met en évidence la convexité du volume en regard du prix avec un volume minimum en $P_1 = \psi_0$ la valeur finale anticipé de l'actif. Cette forme en V, régulièrement observée montre que des variations de prix importantes, positives ou négatives, sont associées à des volumes élevés. Blume et al avancent que cette relation positive entre la volatilité et le volume peut s'expliquer à partir de la qualité

(précision) et de la quantité (dispersion) de l'information, facteurs dont l'intensité affecte la dispersion des points de la courbe d'où une forme en V plus ou moins nette. En premier lieu, ils montrent que lorsque la précision du signal augmente, la dispersion des points se réduit de sorte qu'avec une très grande précision la courbe tend vers un V parfait. En complément, ils évaluent l'impact de la dissémination de l'information sur la forme de la courbe. Ils supposent que la dissémination est d'autant plus forte que la proportion des traders appartenant au groupe II (à haute précision) est grande. Dans ce cadre, ils montrent que l'accroissement de la dissémination de l'information augmente la dispersion des points de sorte que le V disparaît progressivement mais avec une relation qui reste positive.

Globalement, il ressort qu'un trader qui n'observe qu'un prix élevé ne peut savoir si le prix est élevé du fait d'un signal élevé de qualité moyenne (θ_1) ou d'un signal moyen doté d'une grande qualité (ρ_1^1). Le volume capture la qualité du signal de sorte qu'un trader qui observe les prix et le volume apprend plus qu'un trader n'observant que les prix.

L'extension du modèle à un cadre multipériodique révèle le contenu informationnel des chroniques de volumes et de prix passés. Comme les traders ne connaissent pas la vraie valeur de l'actif ψ , du fait du terme d'erreur commun, les prix et les volumes ne peuvent révéler toute l'information. Ainsi, la survenance dans chaque intervalle de nouveaux signaux justifie l'observation des prix et des volumes passés afin de faciliter l'apprentissage permettant d'accéder plus rapidement à toute l'information. Dans ce cadre, Blume et al montrent que lorsque les prix convergent vers ψ_0 , le volume tend vers zéro mais n'est jamais nul en raison de précisions des signaux jamais complètement convergentes malgré l'émergence d'une croyance commune.

Ces résultats motivent à examiner si la relation entre les volatilités conditionnelles des rendements boursiers et les volumes de transactions va dans le sens de la

MDH ou si la volatilité conditionnelle de marché est plutôt influencée par la part non sériellement corrélée des volumes courants et/ou retardés.

Dans le cadre de la MDH, tous les traders sont supposés recevoir simultanément les nouveaux signaux de prix de sorte qu'un nouvel équilibre est atteint immédiatement. La MDH sera testée au moyen d'un modèle AR(1)-EGARCH(1,1) destinée en premier lieu à mesurer l'influence des volumes non systématiques courants dans l'équation des variances conditionnelles. En complément, la substitution des volumes non anticipés aux volumes non systématiques permettra de comparer les influences de ces deux catégories de volumes sur la volatilité de marché. Le choix des volumes non anticipés est dicté par les conclusions convergentes d'auteurs tels Tauchen et Pitts qui préconisent de retenir les volumes non systématiques ou Bessembinder et Seguin (1993). Ces derniers supposent une hétérogénéité de l'impact des composantes anticipées et non anticipées des volumes non systématiques sur la volatilité pour huit marchés de futures. En effet, avec l'augmentation du degré de transparence des marchés financiers, on peut s'attendre à une influence croissante de la part non anticipée des volumes sur la volatilité au détriment de leur composante prédictible soit la part tendancielle. Bessembinder et Seguin (1993) ont révélé cette influence majeure des volumes non anticipés sur la volatilité des rendements de futures, conclusion convergente avec celle d'Avouyi-Dovi et Jondeau (1997) qui ont mis en évidence l'impact prépondérant des volumes non anticipés sur la volatilité des indices boursiers des pays du G5. Dans tous les cas, une relation positive est validée entre ces deux variables.

A l'opposé, Copeland (1976) et Epps et Epps (1976) prédisent une incorporation progressive des informations dans les prix du fait de l'existence de situations d'équilibre intermédiaires préalablement à l'obtention d'un équilibre complet. Cette hypothèse serait validée par la mise en évidence d'une relation positive seulement entre les volumes non anticipés retardés et les volatilités boursières. L'examen de

cette théorie sera effectué en remplaçant les volumes non anticipés courants par leurs valeurs retardées dans les équations des variances conditionnelles. L'émergence d'une relation négative entre les volumes retardés et les volatilités boursières traduirait la capacité des transactions à réduire l'incertitude d'où une accélération de l'incorporation des informations dans les prix. Ce résultat conduirait à privilégier l'hypothèse d'un apprentissage réfuté par Copeland et Epps et Epps mais suggéré par Blume, Easley et O'Hara (1994).

L'ensemble de ces investigations nécessite la mise en oeuvre d'un certain nombre de tests préalables destinés à orienter le choix des variables destinées à des modélisations appropriées de la dynamique des marchés boursiers. Cette étape est développée dans la prochaine section consacrée à l'étude des propriétés statistiques des séries d'indices boursiers et de volumes de transactions.

2.3. Analyse des propriétés statistiques des séries

La connaissance des caractéristiques statistiques des séries économiques et financières a des implications importantes en matière de choix d'outils économétriques et par voie de conséquence dans de nombreux domaines de la finance et de l'économie quant à la gestion de portefeuilles ou la mise en place de politiques de régulation. Les travaux de Nelson et Plosser (1982) notamment, ont relancé le débat sur cette question par la remise en cause l'idée selon laquelle les chocs subis par des séries ont des effets temporaires qui n'affecteraient pas leurs mouvements de long terme. Ceux-ci se caractériseraient par la présence d'une racine unitaire traduisant une non stationnarité "structurelle" soit une non stationnarité liée aux seules fluctuations des fondamentaux. Les tests de racine unitaire ont pour but de révéler si les séries étudiées sont des processus de type marche aléatoire ou mean reverting. Si un prix d'actif suit un processus mean reverting, alors il existe une

tendance du prix à converger vers un sentier de long terme, généralement représenté par un polynôme fonction du temps. Dans ce cas, le processus est dit Trend Stationary (TS) et se caractérise par une non-stationnarité déterministe car l'espérance du prix dépend du temps. Le processus peut être stationnarisé en retranchant à la série la tendance estimée par les MCO. Dans ce cadre, où les chocs sont transitoires, les investisseurs peuvent prédire les prix futurs en utilisant l'information accumulée. En revanche, si un prix suit un processus de type marche aléatoire (racine unitaire), les chocs sont permanents car, survenus à un instant donné, ils se répercutent à l'infini sur les valeurs de la série. Dans ce cas, les investisseurs ne peuvent réaliser aucune prévision à partir des données historiques. Le processus est dit Difference Stationary (DS) et peut être stationnarisé au moyen d'une simple différenciation, généralement d'ordre 1.

Afin d'effectuer une analyse approfondie des caractéristiques des séries d'indices boursiers et de volumes de transactions, nous appliquons les tests de Dickey Fuller (DF), Augmented Dickey Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP), Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS) et Zivot et Andrews (ZA). Les tests sont appliqués aux logarithme des indices boursiers et des volumes exprimés en fréquence journalière. Les indices boursiers correspondent aux cours de clôture issus de Datastream car les cours d'ouverture peuvent être anormalement élevés du fait des ordres accumulés pendant la nuit. Les volumes représentent le nombre de titres échangés obtenus sous Bloomberg.

2.3.1 Application de tests de racine unitaire

Alors que le test DF est basé sur l'hypothèse que les perturbations suivent un bruit blanc, les tests ADF et PP proposent des corrections respectivement paramétriques et non paramétriques de façon à prendre en compte une autocorrélation éventuelle des perturbations. Plus récemment, Kwiatkowski, Phillips, Schmidt et

Shin (1992) ont postulé que le biais caractéristique de ces tests traditionnels provient de leur faible capacité à détecter l'hypothèse alternative de stationnarité qu'ils proposent de retenir comme hypothèse nulle.

Une caractéristique commune à ces tests tient à l'absence de prise en compte d'éventuelles cassures dans la fonction de trend déterministe. Ce problème a tout d'abord été traité par Perron (1989) qui avance que si, pour les séries analysées par Nelson et Plosser (1982), les années de la grande dépression de 1929 sont traitées comme des points de changement structurel de l'économie, alors l'hypothèse de racine unitaire est rejetée pour onze des quatorze séries en faveur d'une stationnarité autour d'une tendance déterministe. Le traitement similaire de la crise du pétrole de 1973 conduit à la même conclusion pour le P.N.B. en données trimestrielles sur la période postérieure à la seconde guerre mondiale. Toutefois, Perron obtient ces résultats en proposant une formalisation de points de cassure basée sur un choix a priori des dates de rupture, approche vivement critiquée par Zivot et Andrews (1992) qui postulent que cette méthode tend à exagérer la probabilité de rejet de l'hypothèse de racine unitaire en faveur d'une stationnarité autour d'une tendance déterministe. Zivot et Andrews ont proposé un test alternatif assis sur l'endogénéisation du point de changement structurel et ont montré que cette méthode est plus robuste que les tests DF, ADF et PP.

Les tests sont appliqués aux logarithmes des indices boursiers et des volumes de transactions dont les évolutions historiques sont retracées respectivement dans les Annexes II.1 et II.2 (Annexes). Les résultats des tests sur les indices boursiers sont présentés dans les tableaux 2.1 et 2.2 :

Les tests DF, ADF et PP valident l'hypothèse de racine unitaire dans le cas de modèles sans trend et sans constante, ce qui révèle le caractère DS des logarithmes des indices boursiers. Le test de KPSS appliqué avec une constante comme avec un trend induit un rejet de l'hypothèse nulle de stationnarité au profit de l'hypothèse

Test	Modèle	CAC40	DAX30	DJIND
D.F.	ni const. ni trend	0.776**	1.026**	1.873**
A.D.F.	ni const. ni trend	0.776**	1.026**	1.873**
P.P.	ni const. ni trend	0.853**	1.085**	2.01**
K.P.S.S.	avec constante	4.451	4.046	5.643
	avec trend	0.976	1.235	1.462

** : significatif à 5%

TAB. 2.1 – Tests de racine unitaire sur les indices

Test	Modèle	param.	CAC40	DAX30	DJIND
Zivot	A	$\theta(DU)$	-3.377**	-3.216**	-3.316**
		α	-2.988**	-3.155**	-3.385**
Andrews	B	$\lambda(DT)$	-3.011**	-3.144**	-4.212**
		α	-2.973**	-3.269**	-4.375**
	C	$\theta(DU)$	3.035**	1.617	2.444**
		$\lambda(DT)$	-3.566**	-3.377**	-4.431**
	α	-3.603**	-3.522**	-4.575**	

** : significatif à 5%

TAB. 2.2 – Tests de racine unitaire sur les indices (suite)

alternative de racine unitaire. Cette conclusion ressort également de l'application du test de ZA puisque, quel que soit le modèle étudié, l'extraction de points de rupture statistiquement significatifs ne permet pas de rejeter l'hypothèse de racine unitaire autrement dit l'existence d'une non stationnarité structurelle.

Les conclusions sont différentes pour les volumes dont les résultats sont synthétisés dans les tableaux 2.3 et 2.4 :

Les tests DF, ADF et PP engendrent un rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire dans le cadre de modèles caractérisés par un trend significatif. L'absence de phénomène de racine unitaire est confirmée par le test de Zivot-Andrews qui génère par ailleurs, pour chaque type de modèle, des dates de rupture statistique-

Test	Modèle	CAC40	DAX30	DJIND
D.F.	constante et trend	-27.756	-23.542	-22.763
A.D.F.	constante et trend	-8.215	-6.176	-6.159
P.P.	constante et trend	-43.810	-39.673	-37.471
K.P.S.S.	avec constante	6.339	6.12	6.410
	avec trend	0.98	0.220	0.613

** : significatif à 5%

TAB. 2.3 – Tests de racine unitaire sur les volumes

Test	Modèle	Coeff.	CAC40	DAX30	DJIND
	A	$\theta(DU)$	8.410**	4.181**	5.382**
		α	-13.474	-7.289	-8.20
Zivot	B	$\lambda(DT)$	6.152**	3.243**	-3.608**
Andrews		α	-11.946	-6.863	-7.132
	C	$\theta(DU)$	7.249**	5.758**	7.113**
		$\lambda(DT)$	0.756	4.173**	-5.409**
		α	-13.483	-8.406	-9.489

** : significatif à 5%

TAB. 2.4 – Tests de racine unitaire sur les volumes (suite)

ment significatives. Le rejet de l'hypothèse de non stationnarité structurelle n'est, en revanche, pas confirmé par le test KPSS qui induit le rejet de l'hypothèse nulle de stationnarité. Toutefois, ce test n'est pas particulièrement privilégié dans la mesure où il se caractérise par une propension à rejeter l'hypothèse nulle de stationnarité, phénomène particulièrement marqué lorsque les séries sont stationnaires et hautement auto-régressives, cette dernière caractéristique ressortant de l'examen ultérieur des propriétés statistiques des volumes. Globalement, nous concluons que les logarithmes des volumes sont régis par un processus Trend Stationary (TS).

En conclusion, le non rejet de l'hypothèse de racine unitaire sur les indices boursiers nous incite à travailler avec les rendements boursiers tandis que les volumes

doivent être expurgés de leur tendance. L'analyse des propriétés statistiques des rendements boursiers donne les résultats rassemblés dans le tableau 2.5

Statistiques	CAC40	DAX30	DJIND
μ	0.023	0.033	0.040
σ	1.44	1.564	1.08
Min.	-7.68	-8.87	-7.45
Max.	7.00	7.55	6.15
Skewness	-0.062	-0.23	-0.27
Kurtosis	5.22	5.902	7.38
Jarque-Bera	570***	994***	2239***
LB(20)	48.05***	49.15***	30.44*
LM(20)	500***	554***	307***

*** : significatif à 1% * : significatif à 10%

TAB. 2.5 – Statistiques descriptives des rendements boursiers

Le test de Jarque et Bera met en évidence la non normalité des distributions tandis que la valeur des kurtosis (>3) traduit une épaisseur des queues de distributions supérieure à celle des queues de la loi normale. Le test LM induit systématiquement un rejet de l'hypothèse nulle d'absence d'effets ARCH sur les indices comme sur les volumes. Ces résultats nous conduisent à privilégier la présence d'effets de regroupements de volatilité sur les rendements boursiers.

L'examen graphique des séries de volumes de transactions motive à envisager la présence de tendances stochastiques plutôt que déterministes. En conséquence, nous proposons d'expurger les volumes de leurs tendances à partir de techniques de décomposition "tendance-cycle" afin, dans un second temps, d'extraire les composantes non anticipées des volumes non systématiques. Dans cette optique, nous présentons préalablement une synthèse des caractéristiques des techniques les plus utilisées à savoir les méthodes de Hodrick-Prescott, Beveridge Nelson et Harvey.

Notre choix portera sur la technique de Harvey qui présente l'avantage de proposer une modélisation explicite des composantes d'une série.

2.3.2 Extraction des volumes non anticipés

Comparaison des principales techniques de décomposition

Traditionnellement, on considère qu'une série économique se décompose en des composantes permanente ou tendantielle (T_t), cyclique (C_t), aléatoire (ϵ_t) et saisonnière. Généralement, la partie saisonnière est extraite des séries de sorte que toute variable économique x_t est décomposable comme suit :

$$x_t = T_t + C_t + \epsilon_t \quad (2.37)$$

La tendance T_t capture la trajectoire de long terme. Le cycle C_t se définit comme la succession de phases ascendantes et descendantes qui traduit la régularité et la reproductibilité de la série. Enfin, la composante aléatoire ϵ_t synthétise les fluctuations accidentelles.

En l'absence de consensus sur la définition ou l'identification de chaque terme, plusieurs méthodes de décomposition peuvent coexister. Jusque dans les années 1980, le mouvement des variables économiques était scindé en une composante tendantielle et une composante cyclique définie comme la déviation transitoire d'une variable autour de sa tendance déterministe. A cette époque, des méthodes basées sur une conception déterministe de la tendance étaient privilégiées à l'instar du filtre de Hodrick -Prescott (1980). Puis, l'observation régulière de l'effet permanent des chocs sur la trajectoire de long terme des variables économiques motiva la proposition de nouvelles techniques incluant une dimension stochastique telles que la méthode de Beveridge Nelson (1981) et de Harvey (1985).

La présentation des caractéristiques de ces trois méthodes nous permettra d'orienter notre choix dans l'optique de l'extraction de la composante non anticipée des volumes de transactions.

A) Filtre de Hodrick-Prescott (HP)

L'idée sous-jacente du filtre HP est qu'en moyenne, les fluctuations cycliques devraient être nulles sur le long terme et que la tendance devrait avoir un taux de croissance peu fluctuant. Formellement, la méthode consiste à minimiser la somme pondérée des deux objectifs suivants :

$$\text{Min} \sum_{t=1}^N (X_t - T_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{N-1} [\Delta T_{t+1} - \Delta T_t]^2 = \quad (2.38)$$

$$\text{Min} \sum_{t=1}^N (X_t - T_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{N-1} [\Delta^2 T_t]^2 \quad (2.39)$$

où T_t est la tendance et $(X_t - T_t) = C_t$ est le cycle.

Le premier terme $\sum_{t=1}^N (X_t - T_t)^2$ correspond à la variance des écarts entre la série observée et la tendance. Il s'agit donc de la variance du cycle. Le second terme $\lambda \sum_{t=2}^{N-1} [\Delta^2 T_t]^2$ indique la volatilité du taux de croissance tendantiel soit le degré de lissage ou de variabilité de la tendance. L'optimisation conduit à déterminer la tendance, le cycle se déduisant par soustraction entre la série et sa tendance. Le paramètre λ qui représente le poids accordé au second objectif en regard du premier joue un rôle crucial car plus λ est élevé, plus la tendance déterministe est lissée au profit de la composante cyclique de court terme. Si $\lambda \rightarrow +\infty$, la minimisation revient à $\text{Min} \sum_{t=2}^{N-1} [\Delta^2 T_t]^2$ de sorte que la solution consiste à retenir $\Delta T_{t+1} = \Delta T_t = \text{constante}$. Dans ce cadre, caractérisé par une tendance linéaire déterministe, toutes les fluctuations sont attribuées au cycle. A contrario, si $\lambda = 0$, le problème revient à $\text{min} (X_t - T_t)^2$ ce qui conduit à poser $X_t = T_t$. Dans ce cas, le cycle est nul et la tendance absorbe toutes les fluctuations.

Pour certains, la méthode de HP, basée sur un choix arbitraire de λ , présente l'inconvénient de surestimer les fréquences hautes soit les fluctuations de court terme représentées par la composante cyclique. Par ailleurs, cette technique ne repose pas sur un modèle explicite permettant de générer la série. Cette "souplesse" justifie l'utilisation fréquente de cette méthode mais peut être gênante pour la prévision. Cette limite explique l'engouement pour les techniques de Beveridge Nelson et de Harvey qui reposent sur une représentation explicite de la tendance et du cycle dans le contexte d'une non stationnarité stochastique.

Dans le cadre de ces deux approches, les séries économiques ne sont plus conçues comme des fluctuations stationnaires et transitoires autour d'une tendance déterministe. Désormais, la composante de la tendance est aussi considérée comme un élément explicatif des fluctuations, la variabilité conjoncturelle n'étant plus exclusivement attribuée à la composante cyclique. La série X_t est décomposée en une partie déterministe TD_t et une partie stochastique Z_t d'où l'hypothèse que $X_t = TD_t + Z_t$. De plus, Z_t est représentée par un processus ARMA(P,Q) de la forme $A(B)Z_t = G(B)\epsilon_t$ et peut être scindée en une part non stationnaire caractérisant la tendance stochastique (TS_t) et une part stationnaire ou cycle (C_t). Autrement dit, toute série $X_t = T_t + C_t$ avec $T_t = TD_t + TS_t$. La part tendantielle regroupe les éléments permanents de la série c'est à dire la tendance déterministe et la tendance stochastique qui comporte l'effet permanent des chocs aléatoires.

Lorsque la question de la nature statistique de la tendance est résolue, il reste à effectuer un choix entre l'hypothèse d'une corrélation entre la tendance et le cycle et l'hypothèse d'une indépendance entre ces deux composantes, conceptions qui caractérisent respectivement les méthodes de Beveridge Nelson et de Harvey.

B) Méthode de Beveridge Nelson (BN)

Cette approche impose arbitrairement que la tendance et le cycle sont pilotées par les mêmes innovations. Cette hypothèse d'une parfaite corrélation implique que les mêmes chocs sont responsables des mouvements de ces deux composantes. Ainsi, l'impact de long terme des chocs se manifeste dans la tendance tandis que leur influence transitoire est captée par la composante cyclique. Cette théorie s'oppose aux courants qui se fondent sur différents chocs pour expliquer l'évolution du court terme (chocs de demande) et du long terme (choc d'offre).

Considérons une série X_t intégrée d'ordre 1 telle que $\Delta X_t = (1 - B)X_t = \mu + Y_t$ avec Y_t un ARMA(P,Q) stationnaire tel que $\Phi(B)Y_t = \Theta(B)\epsilon_t$ et admettant la représentation de Wold suivante :

$$Y_t = \frac{\Theta(B)}{\Phi(B)}\epsilon_t = \psi(B)\epsilon_t = \psi(1)\epsilon_{t-1} + \psi(2)\epsilon_{t-2}\dots \quad (2.40)$$

$(1 - B)X_t$ peut encore s'écrire :

$$(1 - B)X_t = \mu + \psi(B)\epsilon_t = \mu + \psi(1)\epsilon_t + [\psi(B) - \psi(1)]\epsilon_t \quad (2.41)$$

Posons T_t^* une marche aléatoire, Y_t^* le cycle stationnaire et $\Omega^*(B)$ tels que :

$$\psi^*(B) = \frac{\psi(B) - \psi(1)}{1 - B} \quad (2.42)$$

$$(1 - B)T_t^* = \mu + \psi(1)\epsilon_t \quad (2.43)$$

$$Y_t^* = \psi^*(B)\epsilon_t \quad (2.44)$$

Ces expressions conduisent à l'expression de $(1 - B)X_t$ suivante :

$$(1 - B)X_t = \mu + \psi(1)\epsilon_t + (1 - B)\psi^*(B)\epsilon_t \quad (2.45)$$

$$(1 - B)X_t = (1 - B)T_t^* + (1 - B)Y_t^* \quad (2.46)$$

On obtient la décomposition de BN :

$$X_t = T_t^* + Y_t^* \quad (2.47)$$

Avec $\psi(B) = \psi(1) + \psi^*(B)(1 - B)$, nous avons :

$$(1 - B)X_t = \mu + \psi(B)\epsilon_t = \mu + \psi(1)\epsilon_t + \psi^*(B)\Delta\epsilon_t \quad (2.48)$$

Par intégration, nous obtenons la relation équivalente à la décomposition de BN :

$$X_t = X_0 + \mu t + \psi(1) \sum_{n=1}^t \epsilon_n + \psi^*(B)\epsilon_t \quad (2.49)$$

avec $X_0 + \mu t = TD_t$, $\psi(1) \sum_{n=1}^t \epsilon_n = TS_t$ et $\psi^*(B)\epsilon_t = C_t$. Le cycle s'obtient par différence entre la série observée et la composante tendantielle.

Le coefficient $\psi(1)$ mesure la persistance du choc ϵ_t et retrace l'impact de long terme d'un choc sur X_t . Il est presque toujours supérieur à 1 ce qui signifie que l'influence de long terme d'une innovation est supérieure à l'impact de court terme. Autrement dit, la plupart des variations sont attribuées aux variations du trend au détriment de la composante cyclique et ce du fait de la corrélation postulée entre ces deux éléments, approche en rupture avec la technique proposée par Harvey encore appelée modélisation en composantes inobservables.

C) Technique de Harvey

L'hypothèse d'indépendance des chocs affectant la tendance et le cycle caractérise les modèles structurels proposés par Harvey. Tandis que Beveridge et Nelson utilisent les observations elles-mêmes pour identifier le processus ARMA, Harvey postule que la gamme de tels processus est trop large. C'est pourquoi il propose de travailler avec les composantes inobservables de modèles aux caractéristiques ancrées dans leurs structures.

Harvey a introduit le modèle "tendance plus cycle" où il décompose une série X_t en une tendance T_t , un cycle C_t et un terme aléatoire ϵ_t : $X_t = T_t + C_t + \epsilon_t$.

Pour représenter les mouvements de long terme, Harvey définit la tendance avec un niveau T_t égal à celui atteint à la période précédente augmenté d'un terme β_t

(dérive ou drift) et d'un bruit blanc η_t . β_t représente la pente de la série soit le taux de croissance tendantiel et est modélisé sous la forme d'une tendance stochastique dont la pente suit une marche aléatoire. Formellement, nous avons :

$$T_t = T_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \quad (2.50)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \epsilon_t \quad (2.51)$$

ϵ_t et η_t sont deux processus bruits blancs orthogonaux de moyenne nulle et de variance $\sigma_{\epsilon_t}^2$ et $\sigma_{\eta_t}^2$. η_t permet au niveau de la tendance de fluctuer tandis que ϵ_t permet à la pente de varier.

Ces expressions conduisent à écrire que :

$$\Delta\beta_t = \epsilon_t \text{ d'où } \beta_t = \frac{\epsilon_t}{\Delta} \quad (2.52)$$

$$T_t = T_{t-1} + \frac{\epsilon_{t-1}}{\Delta} + \eta_t \quad \text{d'où} \quad \Delta^2 T_t = \Delta\eta_t + \epsilon_{t-1} \quad (2.53)$$

Cette formalisation suppose que la tendance et donc la série sont intégrées d'ordre 2. Un niveau élevé ou faible du taux de croissance n'implique rien quant à son niveau futur. La tendance est lisse de sorte que seuls les chocs majeurs peuvent l'infléchir.

Cette modélisation générale appelée "local linear trend" permet d'envisager plusieurs types de tendances selon la localisation des aléas retenus sur le niveau ou sur la pente.

C₁) cas où $\sigma_{\epsilon_t}^2 = \sigma_{\eta_t}^2 = 0$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \epsilon_t \Rightarrow \beta_t = \beta_0 + \sum_{t=1}^{+\infty} \epsilon_t \quad (2.54)$$

d'où

$$Var(\beta_t) = Var(\beta_0) + t\sigma_{\epsilon}^2 = 0 \Rightarrow \beta_t = \beta_{t-1} = \beta = \text{constante} \quad (2.55)$$

De même pour la tendance :

$$T_t = T_{t-1} + \beta \Rightarrow T_t = T_0 + \beta t. \quad (2.56)$$

La tendance est déterministe ce qui caractérise un processus TS.

C_2) **cas où** $\sigma_{\epsilon_t}^2 = 0$

$$\beta_t = \beta = \text{constante} \quad (2.57)$$

$$T_t = T_{t-1} + \beta + \eta_t \quad (2.58)$$

La tendance suit une marche aléatoire avec dérive qui peut s'écrire sous la forme d'une série I(1) : $\Delta T_t = \beta + \eta_t$

C_3) **cas où** $\sigma_{\eta_t}^2 = 0$

Il n'y a pas de bruit sur le niveau de la tendance et l'on a :

$$\Delta^2 T_t = \Delta \eta_t + \epsilon_{t-1} \quad \text{avec} \quad \Delta \eta_t = 0 \quad (2.59)$$

$$\Delta^2 T_t = \epsilon_{t-1} \quad (2.60)$$

La tendance suit un processus intégré d'ordre 2.

Contrairement à Beveridge Nelson, Harvey propose une modélisation explicite du cycle, approche qui caractérise les modèles structurels. Harvey définit le cycle comme un processus linéaire stationnaire capable de faire apparaître une alternance assez régulière de pics et de creux tout en admettant des dissymétries et des angularités. Il l'écrit alors comme une fonction temporelle présentant un mouvement cyclique par la combinaison de fonctions trigonométriques.

Soit $C_t = \alpha \cos \lambda t + \beta \sin \lambda t$ avec λ la fréquence exprimée en radians, $(\alpha^2 + \beta^2)^{1/2}$ l'amplitude et $\tan^{-1}(\beta/\alpha)$ la phase. Nous pouvons écrire C_t sous forme récursive :

$$\begin{pmatrix} C_t \\ C_t^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \cos \lambda & \sin \lambda \\ -\sin \lambda & \cos \lambda \end{pmatrix} \begin{pmatrix} C_{t-1} \\ C_{t-1}^* \end{pmatrix} \quad (2.61)$$

avec $C_0 = \alpha$ et $C_0^* = \beta$.

Cette fonction est déterministe alors que les cycles économiques se caractérisent par des irrégularités du fait de chocs stochastiques. On introduit alors des perturbations aléatoires sur chaque composante ainsi qu'un facteur d'amortissement ρ :

$$\begin{pmatrix} C_t \\ C_t^* \end{pmatrix} = \rho \begin{pmatrix} \cos \lambda & \sin \lambda \\ -\sin \lambda & \cos \lambda \end{pmatrix} \begin{pmatrix} C_{t-1} \\ C_{t-1}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} k_t \\ k_t^* \end{pmatrix} \quad (2.62)$$

k_t et k_t^* sont des bruits blancs indépendants de moyenne nulle et de même variance σ_k^2 . Le facteur d'amortissement du cycle ρ est compris dans l'intervalle $[0,1]$ pour que le cycle soit stationnaire et autocorrélé positivement. La fréquence λ appartient à $[0,\pi]$. La période du cycle est égale à $2\pi/\lambda$ et sa variance est notée $\sigma_{C_t}^2$. La relation entre la variance du cycle et celle de son innovation k_t est donnée par $\sigma_k^2 = (1 - \rho^2)\sigma_{C_t}^2$. Donc, lorsque $\rho = 1$, le cycle est déterministe. Harvey définit le cycle stochastique comme une altération stochastique du cycle initialement déterministe.

La mise en évidence des caractéristiques de ces différentes méthodes nous motive à privilégier la technique de Harvey qui est basée sur une modélisation explicite des composantes des variables économiques. A l'aide du logiciel STAMP, nous avons pu extraire la composante tendancielle des volumes de transactions relatifs au CAC40, au DJIND et au DAX30. Les tentatives effectués par la méthode de Beveridge Nelson n'ont pas été concluantes car la tendance ressortait sensiblement plus volatile que les volumes eux-mêmes.

Décomposition des volumes non systématiques

L'orientation de la méthode de décomposition des volumes non systématiques en parts anticipées et non anticipées est définie à partir de statistiques descriptives calculées sur les volumes non systématiques rassemblées dans le tableau 2.6 :

Statistiques	CAC40	DAX30	DJIND
$\mu.10^{-3}$	1.58	0.00	0.097
σ	0.33	0.33	0.23
Min.	-2.77	-3.92	-2.39
Max.	2.00	2.09	0.96
Skewness	-0.19	-0.99	-1.90
Kurtosis	7.31	18.93	19.57
Jarque-Bera	2153***	29692***	33168***
LB(20)	730***	373***	348***
LM(20)	63***	38***	223***

*** : significatif à 1%

TAB. 2.6 – Statistiques descriptives des volumes non systématiques

Le test de LB fait ressortir une corrélation sérielle de sorte que les volumes non systématiques ne peuvent être associés à des volumes non anticipés. En complément, le test LM confirme la présence d'effets ARCH significatifs à l'instar de ceux préalablement détectés sur les rendements boursiers. Dans ce contexte, nous proposons d'isoler les composantes non anticipées à l'aide de régressions univariées AR(5)-EGARCH(1,1) afin de tenir compte d'une éventuelle asymétrie de la variance conditionnelle des volumes de transactions. Avec V_t^{det} , les volumes non systématiques, V_t^a , leur composante anticipée et V_t^{na} leur composante non anticipée, nous estimons les modèles suivants :

$$V_t^{det} = c + \sum_{i=1}^p A_i V_{t-i}^{det} + V_t^{na} = V_t^a + V_t^{na} \quad (2.63)$$

avec :

$$E(V_t^{na}/\underline{V_{t-1}^{na}}) = 0 \quad \text{et} \quad E(V_t^{na^2}/\underline{V_{t-1}^{na}}) = h_t \quad (2.64)$$

où :

$$\text{Ln}(h_t) = w + \beta \text{Ln}(h_{t-1}) + \alpha |z_{t-1}| + \gamma z_{t-1} \quad (2.65)$$

avec

$$z_t = \frac{\varepsilon_t}{\sqrt{h_t}}$$

Les résultats sont synthétisés dans le tableau 2.7 :

Ces résultats confirment le phénomène d'autocorrélation ainsi que la présence d'effets ARCH. Toutefois, la volatilité conditionnelle des volumes non systématiques ne présente pas un comportement asymétrique. Les volumes non anticipés sont représentés dans la page 112.

Nous sommes maintenant en mesure d'évaluer la relation entre les volatilités boursières et les volumes de transactions. Cette démarche est adoptée dans le cadre du modèle proposé par Koutmos (1998) qui constitue une extension des travaux de Amihud et Mendelsohn (1987) sur le rôle des coûts de transactions dans l'autocorrélation fréquemment rapportée des rendements boursiers.

2.4. Influence des volumes sur la volatilité de marché

2.4.1 Asymétrie des coûts d'ajustement

Koutmos (1998) s'inspire des travaux de Amihud et Mendelsohn (1987) qui avancent que les coûts de transactions peuvent retarder l'exploitation par les investisseurs des déviations de la valeur intrinsèque des actifs jusqu'à ce que les

Coeff.	CAC40	DAX30	DJIND
C	0.0036 (0.67)	-0.0103 (-1.62)	-0.0001 (-0.02)
A_1	0.33*** (15)	0.258*** (7.26)	0.273*** (9.50)
A_2	0.027 (1.37)	-0.0107 (-0.39)	0.03 (1.11)
A_3	0.021 (1.06)	0.007 (0.28)	-0.025 (-1.08)
A_4	0.0048 (0.23)	-0.0144 (-0.5)	-0.0144 (-0.63)
A_5	0.204*** (10)	0.095*** (3.71)	0.0124*** (0.49)
w	-0.373*** (-3.3)	-0.871*** (-3.91)	-0.58*** (-2.89)
β	0.896*** (22.8)	0.73*** (8.5)	0.879*** (15.8)
α	0.159*** (3.47)	0.351*** (5.97)	0.286*** (4.75)
γ	-0.0356 (-1.41)	0.0466 (0.95)	0.067 (1.58)

*** : significatif à 1%

TAB. 2.7 – Décomposition des volumes non systématiques

coûts soient au moins compensés par les gains espérés. Amihud et Mendelsohn privilégient l'influence des coûts de transactions pour expliquer l'autocorrélation des rendements qui peuvent de ce fait être représentés à l'aide d'un processus AR ou MA. Cette théorie est basée sur l'hypothèse d'une symétrie des coûts d'ajustement telle que la persistance des rendements positifs passés (bonne nouvelles) soit égale à la persistance des rendements négatifs passés. Koutmos considère que cette hypothèse est trop forte dans la mesure où le comportement asymétrique de la vo-

latilité en réponse à des innovations positives et négatives passées suggère que les rendements eux-mêmes s'ajustent asymétriquement à l'information passée. Cette intuition conduit Koutmos à représenter les rendements en fonction des rendements positifs et négatifs passés.

Avec V_t la valeur intrinsèque d'un actif en t , P_t le logarithme du prix observé et R_t le rendement entre $t-1$ et t , Amihud et Mendelsohn posent que :

$$P_t - P_{t-1} = R_t = (1 - \theta)(V_t - P_{t-1}) \quad (2.66)$$

où θ est un paramètre de friction issu de coûts d'ajustement. Le coût d'acquisition et de gestion de l'information par exemple est une source de friction qui peut ralentir l'ajustement du prix vers la valeur intrinsèque. En effet, l'exploitation par les opérateurs des déviations du prix de la valeur intrinsèque peut être retardée jusqu'à ce que les gains espérés soient supérieurs aux coûts de transaction, différant d'autant la convergence du prix vers la valeur intrinsèque par le jeu des arbitrages.

Ainsi, plus θ est important, plus l'ajustement est lent. $(1 - \theta)$ mesure donc la vitesse d'ajustement du prix vers la valeur intrinsèque.

V_t est supposée suivre une martingale telle que :

$$V_t = a + V_{t-1} + u_t \quad (2.67)$$

A partir des équations 2.66 et 2.67 on peut montrer que :

$$R_t = \beta + \theta R_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.68)$$

avec :

$$\theta R_{t-1} = (1 - \theta)(V_{t-1} - P_{t-1}), \beta = a(1 - \theta) \text{ et } \varepsilon_t = (1 - \theta)u_t. \quad (2.69)$$

Cette équation repose sur l'hypothèse d'une symétrie des coûts de friction synthétisés par θ . Koutmos suggère que les coûts d'ajustement sur un marché haussier

peuvent être significativement différents en regard des coûts prévalant sur un marché baissier. En conséquence, l'équation (1) peut être spécifiée comme suit :

$$P_t - P_{t-1} = R_t = (1 - \theta^+)Max(V_t - P_{t-1}, 0) + (1 - \theta^-)Min(V_t - P_{t-1}, 0) \quad (2.70)$$

Avec $R_t^+ = Max(0, R_t)$ et $R_t^- = Min(0, R_t)$, cette expression revient à poser :

$$R_t = \beta + \theta^+ R_{t-1}^+ + \theta^- R_{t-1}^- + \epsilon_t \quad (2.71)$$

Si $\theta^+ = \theta^-$, alors l'équation 2.70 correspond à l'équation 2.66.

L'intuition de Koutmos s'est vérifiée sur un grand nombre de places boursières où l'influence des rendements positifs passés sur les rendements courants s'est révélé significativement positive alors que l'impact des rendements négatifs passés est ressorti généralement non significatif.

Dans ce cadre, nous examinons conjointement l'hypothèse d'un ajustement asymétrique des rendements à l'information passée et d'une réaction asymétrique de la volatilité aux innovations passées à l'aide d'un modèle AR-EGARCH(1,1). Avec R_{it} le rendement de l'indice i en t , $R_{it}^+ = Max(0, R_{it})$ et $R_{it}^- = Min(0, R_{it})$, nous estimons la structure suivante :

$$R_{it} = a + \theta^+ R_{it-1}^+ + \theta^- R_{it-1}^- + \epsilon_{it} \quad (2.72)$$

avec h_{it} la variance conditionnelle de ϵ_{it} telle que :

$$Ln(h_{it}) = w + \alpha[|z_{it-1}| - E|z_{it-1}|] + \gamma z_{it-1} + \beta_L n(h_{it-1}) \quad (2.73)$$

où $z_t = \epsilon_t/h_t^{0.5}$.

Les estimations génèrent les résultats reportés dans le tableau 2.8 :

Le tableau fait ressortir un comportement asymétrique de la volatilité sur l'ensemble des places boursières. Par ailleurs, les valeurs de la statistique jointe de

Coeff.	CAC40	DAX30	DJIND
a	-0.026 (-0.72)	0.009 (0.28)	0.016 (0.66)
θ^+	0.076** (2.23)	0.026 (0.82)	0.062* (1.85)
θ^-	-0.021 (-0.54)	-0.043 (-1.15)	-0.013 (-0.35)
w	-0.078*** (-4.85)	-0.128*** (-6.38)	-0.108*** (-6.55)
α	0.109*** (5.05)	0.176*** (6.24)	0.137*** (6.18)
γ	-0.06*** (-4.39)	-0.061*** (-3.24)	-0.091*** (-5.04)
β	0.984*** (250)	0.979*** (172)	0.979*** (176)
Engle Ng	4.92**	9.68*	10.05*
Log- vrais.	-4611	-4665	-3728

*** : significatif à 1% ** : à 5% * : à 10%

TAB. 2.8 – Ajustement asymétrique des rendements boursiers

Engle et Ng révèlent une aptitude du modèle EGARCH à capturer cette caractéristique de la volatilité. En outre, les rendements du CAC40 et, dans une moindre mesure, du DJIND réagissent asymétriquement à l'information passée. Ce constat peut traduire les conséquences du risque de sous-performance lié à la survenance d'une nouvelle négative. En effet, les gérants de fonds peuvent être plus pénalisés s'ils sous-performent sur un marché baissier que sur un marché haussier. Par ailleurs, les teneurs de marché assumeront plus facilement leur fonction sur un marché haussier que sur un marché baissier où la détention de stocks d'actifs risqués s'effectue dans le cas de prix "sur-primés" (rendements négatifs). Dans ce contexte, les intervenants sont probablement incités à réagir plus rapidement à des rendements négatifs qu'à des rendements positifs d'où une volatilité plus forte associée à un ajustement des prix plus rapide aux déclinés de prix passés. En revanche, l'hypothèse d'ajustement asymétrique des rendements n'est pas validée pour le DAX30.

L'hypothèse d'ajustement asymétrique des rendements à l'information passée n'est cependant pas validée sur l'ensemble des places boursières où le comportement asymétrique de la volatilité est pourtant systématiquement confirmé à l'aide du modèle EGARCH(1,1). Par ailleurs, ces théories ne proposent pas d'explication au phénomène de persistance, carence qui nous conduit à approfondir le rôle du volume dans la dynamique de la volatilité.

2.4.2 Répercussions du volume sur la volatilité

L'analyse porte sur l'influence des différentes composantes du volume dans l'équation de la variance conditionnelle. Tout d'abord, la théorie des flux d'informations sera testée à l'aide des volumes non systématiques caractérisés par une forte autocorrélation. Puis, l'emploi des volumes non anticipés courants révélera l'importance de la composante informationnelle des volumes dans la dynamique de

la volatilité. Enfin, la présence d'un phénomène d'apprentissage sera examinée sur la base des volumes non anticipés retardés.

Représentation du lien volatilité-volume

– Impact du volume courant

La validité de la théorie des flux d'informations et particulièrement celle de Lamoureux et Lastrapes (1990) est examinée en analysant l'impact des volumes courants non systématiques soit expurgés de leurs tendances sur la volatilité des rendements boursiers courants dans le cadre du modèle suivant :

$$R_{it} = A_1 + A_2 R_{it-1}^+ + A_3 R_{it-1}^- + \epsilon_t \quad (2.74)$$

ϵ_t vérifie $E(\epsilon_{it} / \underline{\epsilon_{it-1}}) = 0$ et $E(\epsilon_{it}^2 / \underline{\epsilon_{it-1}}) = h_{it}$ avec $\underline{\epsilon_{it-1}}$ l'ensemble d'informations disponible à l'instant t .

h_{it} est représentée avec le modèle EGARCH(1,1) suivant :

$$\ln(h_{it}) = w + \beta \ln(h_{it-1}) + \alpha |z_{it-1}| + \gamma z_{it-1} + \lambda V_{it}^{det} \quad (2.75)$$

$$\text{avec } z_{it} = \epsilon_{it} / h_{it}^{0.5}$$

Les estimations sont rassemblées dans le tableau 2.9.

Comparativement au modèle ne comportant pas les volumes non systématiques dans l'équation de la variance conditionnelle, les résultats confirment, pour l'ensemble des places boursières, un phénomène de persistance et d'asymétrie sur la volatilité des rendements ainsi qu'un ajustement asymétrique des rendements du CAC40 et du DJIND à leurs valeurs passées.

L'analyse des coefficients relatifs aux volumes révèle que l'influence des volumes non systématiques sur la volatilité des rendements, bien que positive, n'est pas significative hormis pour le DAX30. Les résultats obtenus pour le CAC40 et le

Coeff.	CAC40	DAX30	DJIND
A_1	-0.026 (-0.70)	0.0159 (0.503)	0.0155 (0.65)
A_2	0.076** (2.24)	0.0215 (0.68)	0.0633* (1.89)
A_3	-0.0187 (-0.49)	-0.043 (-1.17)	-0.011 (-0.28)
w	-0.076** (-4.20)	-0.129** (-6.62)	-0.11** (-6.78)
β	0.9835** (244.8)	0.9795** (202.62)	0.978** (181.2)
α	0.106** (4.415)	0.1766** (6.674)	0.134** (6.39)
γ	-0.0629** (-4.295)	-0.0617** (-3.287)	-0.0924** (-5.16)
λ	0.0232 (1.019)	0.137** (2.61)	0.0667 (1.24)

** : significatif à 5% * : significatif à 10%

TAB. 2.9 – Influence des volumes non systématiques

DJIND vont donc à l'encontre de l'hypothèse de Lamoureux et Lastrapes (1990) pour qui le caractère sériellement corrélé des volumes, explique la survenance d'effets ARCH dans le cadre de la théorie des flux d'informations. En revanche, la significativité du coefficient du volume non systématique sur le DAX30 va dans le sens de l'hypothèse d'un ajustement instantané de la volatilité de marché aux flux d'informations. Les estimations ont été également effectuées à partir des volumes non systématiques retardés de un jour mais les coefficients associés, non reproduits ici, demeurent non significatifs.

Une modélisation alternative centrée sur la relation entre les volatilités et les volumes non anticipés conduit à confirmer l'hypothèse d'une influence prééminente

de la composante "nouvelles" des volumes de transactions. Cette conclusion ressort de l'estimation du modèle précédent où le volume non anticipé se substitue au volume détrendisé :

$$R_t = A_1 + A_2 R_{t-1}^+ + A_3 R_{t-1}^- + \epsilon_t \quad (2.76)$$

$$\text{Ln}(h_t) = w + \beta \text{Ln}(h_{t-1}) + \alpha |z_{t-1}| + \gamma z_{t-1} + \lambda V_t^{NA} \quad (2.77)$$

$$\text{avec } z_t = \epsilon_t / h_t^{0.5}$$

Les résultats sont synthétisés dans le tableau 2.10.

Coeff.	CAC40	DAX30	DJIND
A_1	-0.0238 (-0.66)	0.0186 (0.59)	0.0168 (0.70)
A_2	0.0748** (2.21)	0.0178 (0.57)	0.063* (1.89)
A_3	-0.014 (-0.38)	-0.045 (-1.25)	-0.005 (-0.124)
w	-0.0776** (-4.13)	-0.131** (-6.92)	-0.128** (-6.27)
β	0.9822** (225)	0.980** (220)	0.970** (148)
α	0.109** (4.362)	0.176** (6.86)	0.161** (6.01)
γ	-0.0644** (-4.19)	-0.0603** (-3.26)	-0.10** (-5.41)
λ	0.122** (2.287)	0.249** (3.65)	0.204** (2.637)

** : significatif à 5%

* : significatif à 10%

TAB. 2.10 – Influence des volumes non anticipés

La volatilité des rendements se révèle nettement plus influencée par les volumes non anticipés dont l'impact est toujours significativement positif. En particulier, le

coefficient du volume non anticipé sur le DAX30 (+0.249) représente quasiment le double du coefficient du volume anticipé (+0.137). Cette conclusion confirme l'hypothèse selon laquelle la volatilité des rendements est plus réactive à la composante "nouvelles" transitant par les volumes au détriment de leur composante anticipée. La contribution positive des volumes non anticipés à la persistance de la volatilité des rendements peut indiquer qu'une plus grande hétérogénéité des anticipations, synonyme d'une absence de consensus quant à l'implication des nouvelles, engendre un surplus de volume d'où une plus grande persistance de la volatilité.

L'évaluation de la présence d'un mécanisme d'apprentissage est effectuée dans ce contexte à partir du volume non anticipé retardé. Une baisse significative de la volatilité des rendements à la suite d'une augmentation de ce dernier militerait en faveur de l'hypothèse selon laquelle les volumes non anticipés passés revêtent des informations non contenues dans les prix passés quant à la valeur fondamentale des actifs risqués, configuration propice à une réduction de l'incertitude.

– Détection d'un mécanisme d'apprentissage

Le modèle précédent est modifié comme suit :

$$R_t = A_1 + A_2 R_{t-1}^+ + A_3 R_{t-1}^- + \epsilon_t \quad (2.78)$$

$$\text{Ln}(h_t) = w + \beta \text{Ln}(h_{t-1}) + \alpha |z_{t-1}| + \gamma z_{t-1} + \lambda V_{t-1}^{NA} \quad (2.79)$$

$$\text{avec} \quad z_t = \epsilon_t / h_t^{0.5}$$

Les estimations ne sont pas intégralement reportées dans la mesure où les résultats obtenus ne diffèrent significativement que pour les coefficients associés aux volumes non anticipés retardés qui sont rassemblés dans le tableau 2.11.

Globalement, ces résultats révèlent une influence non significative du volume non anticipé retardé sur la volatilité des rendements hormis pour le DJIND où le coefficient négatif associé au volume indique un phénomène d'apprentissage. De

Coeff.	CAC40	DAX30	DJIND
λ	-0.038 (-0.07)	0.0015 (0.017)	-0.156** (-2.04)

** : significatif à 5%

TAB. 2.11 – Influence des volumes non anticipés

plus, l'absence d'impact significativement positif des volumes non anticipés retardés sur les volatilités ne permet pas de valider l'hypothèse d'un ajustement graduel des prix aux informations du fait de l'hétérogénéité des anticipations comme postulé par Copeland (1976) ou Epps et Epps (1976).

2.5. Conclusion

Cette étude a porté sur l'analyse journalière de la relation entre les volumes de transactions et la volatilité des rendements boursiers pour le CAC40, le DAX30 et le DJIND sur la période du 01/01/1993 au 15/12/2003. L'application de différents tests de racine unitaire permettent de conclure au caractère I(1) des indices et à l'existence d'une tendance sur les volumes. La méthode de Harvey a été privilégiée afin d'extraire la tendance des volumes tandis que l'extraction des volumes anticipés et non anticipés a été effectuée à partir de régressions AR(P)-EGARCH(1,1) sur les volumes expurgés de leur tendance (non systématiques). Une modélisation AR(1)-EGARCH(1,1) des rendements boursiers et de leur volatilité conditionnelle a confirmé la théorie de l'ajustement asymétrique des rendements à l'information passée (Koutmos-1998) pour le CAC40 et le DJIND. De plus, la volatilité des rendements ressort principalement alimentée par les volumes non anticipés au détriment des volumes anticipés. Ce résultat va à l'encontre de la théorie des flux d'informations qui prédit une relation positive entre la volatilité des rendements et les

volumes anticipés du fait de leur corrélation sérielle. Par ailleurs, l'introduction des volumes non anticipés retardés dans l'équation de la variance conditionnelle conduit à rejeter l'hypothèse d'un mécanisme d'apprentissage hormis pour le DJIND où le coefficient du volume est significativement négatif. L'émergence d'une relation majoritairement négative mais non significative entre les variables va à l'encontre de la théorie de Copeland (1976) et de Epps et Epps (1976) qui suggèrent une relation positive entre les volumes retardés et la volatilité des rendements du fait du rôle de l'hétérogénéité des anticipations.

Dans ce chapitre, l'influence de chocs fondamentaux et non fondamentaux sur le marché boursier n'a été analysée qu'implicitement par le biais de l'étude de l'impact des volumes de transactions sur la volatilité boursière. Le prochain chapitre est consacré à l'étude des interactions dynamiques domestiques entre les rendements boursiers, des variables économiques, monétaires et le marché de change. L'analyse est effectuée sur la base de données mensuelles impliquant un examen des effets directs de chocs fondamentaux et non fondamentaux sur les marchés boursiers et non des effets de "news" qui exigent l'utilisation de données en temps réel.

Chapitre trois

Evaluation du processus d'incorporation de chocs macroéconomiques sur les marchés boursiers

Evaluation du processus d'incorporation de chocs macroéconomiques sur les marchés boursiers

3.1. Introduction

Dans un contexte marqué par une interdépendance croissante des marchés financiers et des économies, la nature des mécanismes de transmission des informations reste encore méconnue. Les analyses empiriques sont souvent cantonnées à l'examen de spillovers domestiques entre différents marchés d'actifs ou des spillovers internationaux entre des prix d'actifs de même nature. Pourtant, l'appréhension des informations transitant par les marchés financiers nécessite une extension du périmètre d'étude aux sphères réelles et monétaires. Cette démarche s'impose particulièrement pour l'évaluation de la dynamique des prix boursiers censés refléter les anticipations sur les profits et l'inflation futurs. Cette hypothèse est capitale car elle implique d'une part la possibilité d'utiliser les prix boursiers comme des indicateurs avancés de l'activité réelle et d'autre part une sensibilité de ces derniers à des chocs réels et monétaires. Cette question est directement liée à la problématique du degré d'efficience des marchés financiers qui est fonction de la vitesse d'intégration des informations dans les rendements et les volatilités. Si, selon Fama (1970), l'efficience implique l'incorporation instantanée de toutes les informations disponibles dans les prix d'actifs, la définition de Jensen (1978) suggère que les rendements

et les volatilités d'un marché efficient ne réagissent qu'à la part non anticipée des nouvelles. Cette approche représente une avancée majeure dans le sens où l'absence de distinction entre les composantes anticipée et non anticipée des nouvelles peut masquer une réponse durable des marchés financiers à des chocs informationnels. Par extension, cette vision plus nuancée du concept d'efficience conduit à s'interroger sur la capacité prédictive des chocs boursiers quant à l'évolution de l'activité économique.

Le modèle de valorisation présente définit les prix boursiers comme la somme des dividendes espérés actualisés. Cette formulation suggère une relation positive d'une part entre les rendements boursiers et l'activité réelle et d'autre part entre les rendements boursiers et le taux d'inflation (hedging). Pourtant, un grand nombre d'études empiriques ont montré que les rendements boursiers réagissent négativement à des nouvelles positives pour l'activité économique en présence d'anticipations centrées sur un risque inflationniste (Mc Queen et Roley 1993, Boyd, Jagannathan et Hu 2001). Ce résultat est compatible avec la confirmation régulière d'un lien négatif explicite entre les rendements boursiers et le taux d'inflation (Fama et Schwert 1977, Fama 1981, Chen, Roll et Ross 1986). Selon Fama (1981), cette caractéristique masque une relation plus fondamentale entre les rendements boursiers et l'activité économique d'une part et entre celle-ci et le taux d'inflation d'autre part de sorte que le lien négatif entre les rendements boursiers et le taux d'inflation ne serait qu'indirect par le biais de la sphère réelle. Un point commun à l'ensemble de ces travaux tient à l'absence de distinction entre les chocs d'offre et de demande alors que le modèle d'offre et de demande globales implique des impacts hétérogènes respectivement sur les prix boursiers et les prix à la consommation. De ce fait, la distinction de l'origine des chocs réels peut révéler une asymétrie des interactions entre le marché boursier et la sphère réelle du fait de l'influence du

contexte économique sur la nature des anticipations engendrés par les nouvelles économiques.

Fama (1981) a suggéré que le taux d'inflation domestique est positivement associé à l'évolution de la masse monétaire représentative de la conduite de la politique monétaire et telle qu'un choc monétaire expansionniste engendre des anticipations centrées sur l'activité économique et le taux d'inflation futurs. De ce fait, on peut s'attendre à une asymétrie des effets de la politique monétaire sur les marchés boursiers et sur la sphère réelle en fonction des anticipations dominantes. L'asymétrie de l'impact de la politique monétaire est au coeur de la théorie de Bernanke et Gertler (1989) qui privilégient le rôle du canal du crédit dans la transmission des chocs monétaires vers la sphère réelle par le biais du marché boursier. Ils postulent une hétérogénéité de l'asymétrie d'information entre les emprunteurs et les prêteurs potentiels selon les états de l'économie qui doit se traduire par une variabilité de l'efficacité de la politique monétaire.

En complément, il convient d'intégrer le taux de change du fait de ses interactions potentielles à court terme et à long terme avec le marché boursier. A court terme, des relations causales bilatérales sont régulièrement mises en évidence tandis qu'à long terme les travaux de Gavin (1989) ont révélé l'importance du taux de change dans l'évaluation des mécanismes de transmission des informations vers les marchés boursiers. Dans un contexte caractérisé par une difficulté à révéler des relations directes entre les marchés boursiers et de change (Bahmani et Os-kooe 1992), Gavin avance l'hypothèse d'une relation d'équilibre sur le marché des biens et services entre le niveau de la production, les prix boursiers et le taux de change. Sa démarche permet d'envisager le marché de change comme un canal de transmission indirect des informations émanant de la sphère réelle vers le marché boursier. Nous nous attacherons particulièrement à l'examen de cette hypothèse dans le cadre d'une scission des chocs réels en chocs d'offre et de demande.

Dans ce cadre, nous analyserons les interactions domestiques entre des proxies de l'activité économique, de la politique monétaire, des indices boursiers et les taux de change associés pour les Etats Unis, la France et l'Allemagne sur la période du 01/01/1993 au 15/12/2003. L'objectif central est de mesurer d'une part la sensibilité des marchés boursiers à des chocs fondamentaux et boursiers et d'autre part d'examiner si des phénomènes de feedbacks émergent entre les marchés boursiers et les autres sphères.

Les marchés boursiers retenus sont le DJIND (Etats Unis), le CAC40 (France) et le DAX30 (Allemagne). La sphère réelle, le niveau des prix à la consommation et la politique monétaire seront respectivement représentés par l'Indice de Production Industrielle (IPI), l'Indice des prix à la Consommation (IPC) et le taux d'intérêt à 3 mois (T3M). Les IPI, les IPC, les indices boursiers et les taux de change sont transformés en données réelles tandis que les T3M seront maintenus sous forme nominale. Les données sont extraites de la base statistique de l'OCDE. Les relations entre les différentes sphères sont modélisées à l'aide de la technique VAR structurelle (SVAR).

3.2. Modes de transmission des informations publiques

3.2.1 Répercussions des anticipations d'inflation

Asymétrie des effets d'annonces macro-économiques

L'hypothèse d'efficience semi-forte postule que si les agents forment des anticipations rationnelles, alors l'information publique est complètement utilisée et intégrée à tout instant par les marchés financiers. Dans ce cadre, les nouvelles écono-

miques peuvent affecter les prix boursiers si la révélation d'informations nouvelles influence soit les anticipations de dividendes futurs, soit le taux d'actualisation, soit les deux facteurs. Suivant la définition de l'efficience de Jensen (1978), si l'information nouvelle est égale à la différence entre la valeur annoncée en t et la valeur anticipée en $t-1$, alors les prix boursiers réagissent à la part non anticipée de la nouvelle en t . Cette approche a conduit Mac Queen et Roley (1993) à montrer que la réaction des rendements boursiers à des annonces macroéconomiques dépendait de l'état de l'économie. Ce résultat est central car la majorité des études empiriques précédentes concluaient à une absence de réponse significative des rendements boursiers aux nouvelles économiques (Schwert 1981, Pearce et Roley 1985, Cutler et Al 1989).

Précisément, McQueen et Roley (1993) ont révélé qu'en expansion, des nouvelles a priori positives pour l'activité économique (production industrielle, taux de chômage) engendrent des anticipations privilégiant une augmentation de l'inflation propice à une réduction des profits futurs et à une diminution des prix boursiers. En revanche, en récession, les mêmes nouvelles motivent des anticipations centrées sur un surplus d'activité économique associé à un faible risque inflationniste d'où une augmentation des prix boursiers. Plus récemment, Boyd, Jagannathan et Hu (2001) sont parvenus à la même conclusion quant à l'influence du taux de chômage américain sur les rendements boursiers américains. Ces résultats sont compatibles avec l'hypothèse d'une relation non linéaire entre le niveau de production et l'inflation et telle qu'en expansion un choc économique positif se répercute sensiblement plus sur les prix à la consommation qu'en récession où le niveau de production est plus éloigné du niveau de production potentiel.

Veronesi (1999) a formalisé l'influence de l'état de l'économie sur la réaction des prix d'actifs à des nouvelles publiques. Son modèle induit une sur-réaction des prix d'actifs aux mauvaises nouvelles en expansion et une sous-réaction aux bonnes

nouvelles en récession. Intuitivement, lorsque la probabilité affectée à la présence d'une expansion (Π) tend vers 1, une mauvaise nouvelle va augmenter l'incertitude d'où une convergence de Π vers 0,5 du fait de la diminution des dividendes anticipés. Les investisseurs, averses au risque, qui exigent une compensation pour supporter un risque complémentaire vont demander un taux d'actualisation supérieur. De ce fait, le prix de l'action baissera plus que dans le cadre d'un modèle de valorisation présente classique. En revanche, lorsque Π tend vers 0, une bonne nouvelle va accroître les anticipations de dividendes mais également le degré d'incertitude. Ce phénomène induit une augmentation du prix d'équilibre mais dans une proportion moindre que dans le cas d'un modèle de valorisation présente. Ces mécanismes mettent ainsi en évidence la tendance du prix d'action à sur-réagir aux mauvaises nouvelles dans un état haut et à sous-réagir aux bonnes nouvelles dans un état bas. Cette théorie va dans le sens des résultats de McQueen et Roley (1993) selon qui, en expansion, une augmentation non anticipée de la production industrielle américaine induit une baisse des rendements d'actions égale, en valeur absolue, à huit fois l'accroissement des rendements généré par le même choc en récession.

Ainsi, les prix boursiers sur-réagissent négativement à des nouvelles économiques qui engendrent l'anticipation d'un risque inflationniste alors qu'ils sous-réagissent positivement à ces mêmes nouvelles lorsqu'elles conduisent à anticiper un surplus d'activité futur au détriment du risque inflationniste.

Généralement, les analyses des effets d'annonces macro-économiques sur les prix boursiers ne reposent pas sur une scission entre les fluctuations de la sphère réelle issues de chocs de demande (court terme) et celles issues de chocs d'offre (long terme). De plus, l'évaluation simultanée de l'impact de chocs de portefeuilles (boursiers) sur les variables macro-économiques et sur les rendements boursiers est régulièrement occulté. Pourtant, l'examen de l'existence de feedbacks entre les marchés boursiers et la sphère réelle peut orienter les décisions des autorités

monétaires. Par exemple, une attention particulière conviendra d'être portée aux chocs d'offre s'ils sont un déterminant plus important des fluctuations boursières que les chocs de demande. Par ailleurs, les autorités pourraient tenir compte dans leurs décisions de l'existence ou non d'une influence des marchés boursiers sur l'activité réelle autrement dit d'une asymétrie ou non dans la relation entre ces deux sphères.

Cette démarche nous conduira tout d'abord à examiner l'impact de chocs de demande et d'offre positifs sur les rendements boursiers à court terme et à long terme. En particulier, le modèle de valorisation présente implique la perspective d'expliquer la réaction des rendements boursiers à un choc de demande en analysant l'impact de ce dernier sur le taux d'intérêt et sur le niveau de la production. Si l'"effet d'éviction" est vérifié, alors un choc de demande positif doit induire une augmentation du taux d'intérêt afin de maintenir l'équilibre entre l'offre et la demande de monnaie. Ce phénomène, propice à une limitation de l'augmentation du niveau de l'output à court terme, peut se traduire par une faible réponse des rendements boursiers du fait de la compensation entre les effets négatifs de l'élévation du taux d'actualisation des cash flows anticipés et l'effet positif de l'accroissement des profits anticipés. Ce mécanisme est compatible avec l'hypothèse selon laquelle une nouvelle positive pour l'activité économique peut signaler une situation de surchauffe de sorte que les agents privilégient un risque inflationniste. A long terme, l'hypothèse du "taux de chômage naturel", autrement dit de la verticalité de la courbe de Philipps implique qu'un choc de demande positif ne doit pas avoir d'effet sur le niveau de la production. Si cette théorie est confirmée et que l'élévation du taux d'intérêt est permanente, alors les rendements boursiers devraient diminuer à long terme en réaction au choc de demande.

Contrairement à un choc de demande, un choc d'offre positif doit induire une élévation permanente du niveau de la production en vertu de l'hypothèse de verti-

calité de l'offre globale à long terme. En revanche, la réaction du taux d'intérêt est ambiguë. Avec une offre de monnaie supposée exogène, le maintien de l'équilibre sur le marché de la monnaie nécessitera une augmentation du taux d'intérêt si la diminution des prix est moins forte comparativement à l'élévation de la production. A l'inverse, une baisse des prix plus forte en regard de l'accroissement de la production impose une diminution du taux d'intérêt. Autrement dit, l'ampleur de l'augmentation attendue des prix boursiers dépendra du signe de la réaction du taux d'intérêt au choc d'offre. La confirmation de la théorie macroéconomique ferait apparaître les chocs d'offre comme le déterminant principal de l'évolution des prix boursiers à long terme.

En complément, l'étude des répercussions d'un choc de portefeuille (boursier) positif sur le taux d'intérêt et le niveau de la production permettra de mesurer l'influence d'un choc boursier sur la sphère réelle et sur le marché boursier lui-même. Un tel choc est exogène et peut résulter d'un changement de coûts de transactions sur le marché boursier où d'une modification exogène de la perception du risque (choc de prime de risque). Dans ce cadre, un choc positif de demande d'actions exige une baisse des prix des obligations donc une hausse des taux d'intérêt afin de maintenir l'équilibre sur le marché des actifs. L'incitation des investisseurs à vendre des obligations pour acheter des actions peut donc engendrer une diminution du niveau de production en raison de l'élévation du coût des investissements.

Si la plupart des études empiriques ne confirment pas l'hypothèse de Hedging, elles peuvent apporter un éclairage primordial sur la nature des interactions entre les rendements boursiers, la sphère réelle et le taux d'inflation (Fama 1981). L'analyse de l'influence des chocs de demande et d'offre sur les rendements boursiers pourrait contribuer à mettre en lumière le mécanisme à l'origine d'une relation négative explicite entre ces derniers et le taux d'inflation.

Validité de l'hypothèse de Hedging

L'idée selon laquelle les actions représentent une protection contre l'inflation émane des travaux de Fisher (1930) qui postule que le taux d'intérêt nominal d'un actif financier reflète parfaitement l'information disponible quant aux valeurs futures possibles du taux d'inflation. Cette intuition, connue sous le nom d'effet de Fisher, implique que les taux de rendement nominaux anticipés évoluent dans un rapport de un à un avec le taux d'inflation anticipé.

Dans la littérature empirique, la théorie du Hedging est fréquemment testée en régressant les rendements boursiers sur les taux d'inflation anticipé et non anticipé. Fama et Schwert (1977) ont testé cette relation pour différents marchés financiers américains (obligations, actions, immobilier) en utilisant le taux de rendement nominal à court terme des Bons du Trésor comme proxy du taux d'inflation anticipé. Ils ont montré que le taux de rendement des actions présente une relation significativement négative avec l'inflation attendue et dans une certaine mesure avec l'inflation inattendue. Ce résultat est d'autant plus déconcertant que tous les autres actifs offrent une protection au moins partielle contre l'inflation. L' "hypothèse de proxy" avancée par Fama (1981) représente une avancée fondamentale dans la recherche des explications à la relation négative entre les rendements boursiers et les taux d'inflation anticipé et non anticipé. Fama a utilisé la théorie de la demande de la monnaie pour faire valoir que ce lien masquait d'une part un lien négatif entre l'inflation et l'activité réelle et d'autre part un lien positif entre l'activité réelle et les rendements boursiers. La théorie de la demande de la monnaie prédit une relation négative entre l'activité réelle et la demande de monnaie réelle et un lien négatif entre celle-ci et le taux d'intérêt nominal. Fama part du principe qu'à niveaux de taux d'intérêt nominal et d'activité réelle anticipée fixés, la demande de monnaie réelle n'est pas influencée par les mouvements de l'offre de monnaie (exogène) d'où la nécessité d'une augmentation des prix dans la même

proportion. Selon Fama, à masse monétaire nominale et taux d'intérêt constants, une baisse de l'activité réelle anticipée engendre une baisse de la demande de monnaie réelle et une hausse des prix. Autrement dit, une relation positive entre la demande de monnaie réelle et l'activité réelle anticipée implique une relation négative entre celle-ci et le taux d'inflation. De plus, il suffit de supposer que les rendements boursiers représentent un indicateur avancé de l'activité future pour conclure à un lien négatif indirect entre le taux d'inflation et les rendements boursiers par le biais de la sphère réelle. Cette "hypothèse de proxy" est confirmée par Fama qui trouve dans un premier temps que la régression des rendements boursiers sur les taux d'inflation anticipé et non anticipé génère des coefficients significativement négatifs. Cependant, la significativité disparaît lorsque l'on ajoute les taux de croissance de la base monétaire contemporaine et du PIB de la prochaine période. En particulier, il montre que l'élimination complète des effets de l'inflation anticipée nécessite l'introduction de la variable monétaire qui ressort comme une proxy de l'inflation anticipée.

Ces résultats motivent l'examen de l'influence des chocs de demande et d'offre sur les prix à la consommation et le niveau de la production afin d'apporter un éclairage sur la source de la relation négative entre les rendements boursiers et le taux d'inflation. En effet, le modèle d'offre et de demande globale implique qu'un choc positif de demande induit une élévation permanente des prix et un accroissement seulement temporaire du niveau de la production. Le retour vers son niveau initial à moyen et long terme est donc propice à des anticipations privilégiant la baisse des cash flows futurs. Ce phénomène peut être renforcé par l'augmentation des taux d'intérêt issu du choc de demande (effet d'éviction) avec en conséquence, une baisse des rendements boursiers associée à une élévation permanente des prix. Un choc d'offre peut également expliquer cette relation car il doit engendrer d'une part une baisse permanente des prix, un accroissement permanent du niveau de la

production d'où une hausse attendue des rendements boursiers qui peut toutefois être limitée par une réaction positive du taux d'intérêt. L'obtention de tels résultats militerait en faveur de l'hypothèse de proxy de Fama (1981) de sorte que la relation négative entre les rendements boursiers et le taux d'inflation serait "fallacieuse".

Les travaux de Fama (1981) impliquent une relation étroite entre l'évolution de la masse monétaire, du taux d'inflation et des rendements boursiers. A l'instar de nouvelles relatives à l'activité économique, les chocs monétaires sont susceptibles d'influencer le marché boursier par le biais des anticipations formulées sur l'inflation et sur l'activité économique future. L'importance de chacun de ces facteurs peut engendrer des effets contrastés de la politique monétaire sur la sphère réelle. En effet, un choc monétaire positif peut motiver des craintes inflationnistes traduites par une augmentation du taux d'actualisation des cash flows futurs d'où une diminution attendue des prix boursiers. Toutefois, cet effet peut être nuancé voire supplanté par l'impact positif issu de l'anticipation d'un surplus d'activité économique. A la lumière des résultats de Mc Queen et Roley (1993) et de Veronesi (1999), on peut donc s'attendre à une asymétrie des effets de la politique monétaire sur la sphère réelle par l'intermédiaire du marché boursier. Les théories relevant du "courant monétaire" (effet de richesse, q de Tobin) ne reposent pas sur cette hypothèse qui est par ailleurs confirmée empiriquement (Ball et Mankiw 1994, Harun, Hassan et Maroney 2002). Une formalisation du phénomène d'asymétrie a été proposée par Bernanke et Gertler (1989) qui postulent que le marché boursier joue un rôle majeur dans la transmission de la politique monétaire vers la sphère réelle par l'intermédiaire du canal du crédit. Cette approche enrichit le courant théorique privilégiant l'importance du canal boursier dans la transmission de la politique monétaire par le biais des mécanismes de l'effet de richesse et du " q " de Tobin.

3.2.2 Transmission des chocs monétaires par le canal boursier

Conséquence de l'impact sur la sphère réelle

L'effet d'un choc monétaire sur la sphère réelle peut s'expliquer à partir du déplacement de la courbe LM qui synthétise l'équilibre entre l'offre et la demande de monnaie :

$$m_t = M_t/P_t = aY_t - bR_t \quad (3.1)$$

Avec m_t la demande de monnaie réelle, M_t l'offre de monnaie (exogène), y_t , le niveau de production et R_t le taux d'intérêt nominal.

Un choc monétaire expansionniste déplace la courbe LM de sorte que le taux d'intérêt baisse d'où une augmentation de la demande globale à un niveau de prix donné. De ce fait, à court terme, le déplacement de la courbe de demande implique un excès de demande par rapport à l'offre ce qui nécessite une élévation des prix. En revanche, à long terme, la rigidité de l'offre globale du fait de l'hypothèse de taux de chômage naturel ruine l'effet positif initial sur le niveau de la production d'où un retour de celle-ci et du niveau de taux d'intérêt vers leurs niveaux initiaux. Autrement dit, l'impact d'un choc monétaire sur l'activité économique devrait être positif à court terme et neutre à long terme.

La dynamique de l'influence d'un choc monétaire expansionniste sur la sphère réelle devrait permettre une meilleure appréhension du mécanisme régissant la réaction attendue des prix boursiers. A court terme, on peut s'attendre à ce que la baisse du taux d'intérêt engendrée par un choc monétaire expansionniste induise une diminution du taux d'actualisation des cash flows anticipés d'où une hausse des prix boursiers. Puis, l'accroissement du niveau de la production doit impliquer selon le modèle de valorisation présente un accroissement des profits anticipés propice à un prolongement de l'élévation des prix boursiers. A long terme, la décroissance du

niveau de la production et le retour du taux d'intérêt vers leurs niveaux initiaux doit se traduire par une diminution des prix boursiers. De plus, la comparaison des réactions des prix à la consommation, des prix boursiers et du niveau de la production à un choc monétaire expansionniste pourrait mettre en lumière un mécanisme impliquant une relation négative entre les rendements boursiers et le taux d'inflation. En effet, à long terme, la baisse des prix boursiers associée à la décroissance du niveau de la production et à l'élévation des prix à la consommation confirmerait l'hypothèse de proxy avancée par Fama (1981).

Si l'on anticipe une réponse significative du marché boursier à un choc monétaire, une question centrale subsiste quant au rôle du canal boursier dans la propagation des choc monétaires vers la sphère réelle. Précisément les théories rattachées au courant monétaire privilégient l'hypothèse selon laquelle les prix boursiers influencent directement la sphère réelle tandis que la théorie du canal bilantiel ou canal du crédit implique que le marché du crédit constitue une courroie de transmission intermédiaire entre le marché boursier et l'activité économique.

Apport de la théorie du canal du crédit

Les mécanismes de l'effet de richesse et du "q" de Tobin, centrés sur le rôle des prix boursiers, se rattachent au courant "monétaire" tel que les décisions de la banque centrale affectent les portefeuilles des ménages et des entreprises sans que les banques ne jouent un rôle "actif" dans le mécanisme de transmission. L'effet de richesse décrit l'influence des prix d'actifs, principalement boursiers, sur la richesse des ménages et donc la consommation globale. Une expansion monétaire est censée engendrer une augmentation des prix boursiers et donc un accroissement de la richesse d'où une élévation de la consommation globale et de la production globale. Alternativement, le concept du "q" de Tobin offre une explication à l'influence des prix boursiers sur les projets d'investissement des entreprises. Le "q" de Tobin est

égal au rapport entre la valeur de marché des entreprises et le coût de remplacement de leur capital. Si le "q" est élevé, alors le prix de marché des entreprises est grand comparativement au coût de remplacement de leur capital. De ce fait, les entreprises seront incitées à émettre des actions dont les prix seront élevés en regard des coûts d'acquisition de nouveaux équipements, configuration propice à une augmentation des dépenses d'investissement. Une expansion de l'offre de monnaie est censée engendrer une augmentation des prix d'actions et par conséquent le "q" de Tobin. L'accroissement des dépenses d'investissement qui en résulte induit un accroissement de la demande globale et donc une élévation de la production.

Cependant, la politique monétaire peut agir par le "canal du crédit" car une diminution des réserves bancaires et une baisse des prix d'actions et de l'immobilier issue d'une contraction monétaire est susceptible d'engendrer une baisse de l'offre des crédits par les banques. Dans ce cas, celles-ci jouent un rôle actif et l'élévation du coût des prêts comparativement au financement par obligations va induire une baisse de la demande d'investissement par les entreprises dépendantes des prêts bancaires et qui n'ont pas accès aux marchés obligataires d'où un risque de déprime économique. Cette théorie, avancée par Bernanke et Gertler (1989), implique par ailleurs une variabilité dans le temps de l'impact de la politique monétaire sur le marché boursier et sur la sphère réelle. Cette hypothèse semble réaliste dans un contexte où les marchés financiers sont caractérisés par l'existence d'imperfections et d'asymétries d'information, et ce en dépit des progrès importants accomplis en matière de mise à disposition d'informations comptables et financières (Worldcom, Enron, ...).

Bernanke et Gertler (1989) proposent un modèle caractérisé par une asymétrie de l'information entre les emprunteurs et les prêteurs potentiels. Cette asymétrie induit la possibilité d'interactions entre les facteurs réels et financiers tels les bilans en faisant naître des coûts d'agence qui représentent des coûts de financement

externe supérieurs aux coûts de financement interne. La prime de financement externe est liée aux coûts de recherche et de rédaction des contrats qui sont complémentaires aux coûts de transaction et provient également de la nécessité pour les prêteurs tels des banques de payer un coût d'audit afin d'évaluer le rendement réalisé par l'emprunteur.

Dans ce cadre, l'existence d'un effet accélérateur du revenu sur l'investissement par l'intermédiaire des coûts d'agence est mise en évidence. Une augmentation du revenu courant induit un accroissement de l'investissement du fait de l'élévation des profits qui facilite l'accès à des financements externes grâce à la baisse des coûts d'agence. Autrement dit, l'offre de prêts par les banques augmente lorsque le risque de sélection adverse et de hasard moral diminuent, situation qui caractérise les phases d'expansion, lesquelles sont entretenues du fait de la stimulation de l'investissement. A l'inverse, en récession, la fragilité des bilans réduit les investissements et renforce le déclin de la production du fait de l'accroissement des coûts d'agence liés à une asymétrie plus forte de l'information.

Ce mécanisme conduit à anticiper une asymétrie des effets de la politique monétaire par l'intermédiaire des prix boursiers. En effet, une baisse des prix d'actions, par sa répercussion sur les bilans des entreprises, augmente la probabilité de risque de défaut des emprunteurs d'où une baisse de l'offre de prêts et donc du niveau de l'investissement propice au maintien voire au développement de l'asymétrie d'information entre les prêteurs potentiels et les emprunteurs. Selon Bernanke et Gertler, si les bilans des entreprises sont initialement sains avec des cash flows élevés à l'instar d'une phase d'expansion, un déclin des prix d'actifs est peu susceptible d'engendrer des situations de détresse financière. Ainsi, en expansion, une contraction monétaire qui induit une diminution sensible des prix boursiers n'engendrera vraisemblablement pas une aussi forte contraction du crédit que si elle survient en récession où les entreprises dépendent plus du système bancaire. Du fait de l'éléva-

tion de la prime de financement externe en récession, la demande globale devrait diminuer sensiblement plus à l'issue d'une contraction monétaire qu'en expansion. A l'opposé, on s'attend à ce qu'en récession, une détente monétaire accroisse sensiblement plus la richesse des emprunteurs qu'en expansion d'où un accroissement plus fort de la demande globale en récession. Cette configuration est par ailleurs compatible avec l'hypothèse selon laquelle la survenance d'une expansion monétaire en récession est interprétée comme le signe d'une volonté de la banque centrale de privilégier la croissance d'où une élévation attendue des prix boursiers et de la demande globale. En revanche, un tel choc monétaire en expansion risque d'être analysé comme le signal d'une inquiétude de la banque centrale quant à l'activité économique future ou bien conduire les investisseurs à anticiper une augmentation de l'inflation avec des répercussions négatives sur la demande globale.

Jusqu'ici, les arguments théoriques évoqués impliquent l'existence d'interactions domestiques entre le marché boursier, la sphère réelle et la politique monétaire. Cependant, l'intégration croissante des économies et des marchés financiers dicte l'analyse complémentaire des phénomènes de spillovers entre les marchés boursiers et les taux de change associés. L'appréhension de la nature du lien entre ces deux marchés peut éclairer des autorités monétaires militant parfois pour une monnaie dépréciée dans l'optique d'une relance des exportations alors qu'une telle politique peut déprimer le marché boursier avec des conséquences négatives sur la sphère réelle. De plus, une analyse des interactions entre les marchés boursiers et de change peut permettre la prévention de crises financières majeures telles que la crise asiatique de 1997. Khalid et kawai (2003) ainsi que Ito et Yuko (2004) par exemple avancent que le lien entre les marchés boursiers et de devises a joué un grand rôle dans la propagation de cette crise dans le sens où la dépréciation brutale du Baht thaïlandais aurait précipité la chute des autres devises de la région avec pour conséquence la chute des marchés boursiers. Plus généralement, la mise

en évidence régulière de relations à court terme entre les marchés boursiers et de change (Ajayi et Mougoue 1996, Trabelsi et Sidiropoulos 2000, Granger, Huang et Yang 2000) fait apparaître celui-ci comme un canal potentiellement important de transmission des informations en liaison avec les marchés boursiers. De plus, les travaux de Gavin (1989) motivent une étude des spillovers "indirects" entre les marchés boursiers et la sphère réelle par l'intermédiaire du marché de change, et ce dans un cadre où un lien direct de long terme entre les seules variables financières semble difficile à établir (Bahmani et Oskooe 1992).

3.2.3 Analyse des spillovers entre marchés boursiers et de change

Causalité bilatérale à court terme

Théoriquement, une causalité bilatérale à court terme peut être envisagée entre les taux de change et les marchés boursiers. En premier lieu, on peut supposer qu'un choc boursier domestique positif déprécie la monnaie locale ce qui correspond à une augmentation de son taux de change à l'incertain. Mishkin (2001) postule qu'un accroissement des prix boursiers motive dans un premier temps une augmentation des investissements par les entreprises dont la valeur des actions s'élève alors que le prix des équipements reste stable. De plus, la valeur des actifs détenus par les ménages s'accroît d'où la manifestation d'un effet de richesse sous forme de surplus de consommation. En particulier, les ménages qui associent l'augmentation de leur richesse à une probabilité plus faible de détresse financière sont motivés à accroître la détention de biens illiquides tels que les biens immobiliers. Par ailleurs, l'effet de la courbe en J conduit à privilégier l'hypothèse d'un lien négatif à court terme entre le taux de change et le compte courant puisqu'une augmentation du taux de change (dépréciation) renchérit tout d'abord le coût des importations avant d'exercer un

impact positif sur le niveau des exportations permettant de retrouver un solde courant positif. Dans ce cadre, une augmentation des prix boursiers va augmenter le niveau des dépenses pour un taux d'intérêt donné d'où un déplacement de la courbe IS au dessus de la courbe initiale. Comme l'équilibre monétaire (courbe LM) n'est pas affecté, les taux d'intérêt et le niveau de la production augmentent de façon à obtenir un nouveau point d'équilibre correspondant à l'intersection entre la nouvelle courbe IS et la courbe LM. Dans cette configuration, la balance des paiements présente à court terme un surplus. En effet, l'accroissement des dépenses va engendrer une augmentation des importations et donc une détérioration du compte courant. Mais, à court terme, les importations ne vont pas s'ajuster aussi rapidement que les marchés de capitaux qui vont être alimentés massivement par des capitaux étrangers du fait de la hausse du taux d'intérêt. De ce fait, l'effet de surplus de capital va dominer à court terme l'effet du déficit courant. Dans un second temps, l'équilibre sur le marché international est atteint à l'aide du taux de change car les prix sont fixes. Le taux de change va augmenter d'où une détérioration du taux de change et un équilibre de la balance des paiements. On peut également avancer le rôle joué par les anticipations inflationnistes comme explication à l'augmentation du taux de change en réaction à un choc boursier positif dans la mesure où un marché boursier haussier peut être considéré comme un indicateur avancé d'une économie en expansion propice à une augmentation de l'inflation. La perception d'un tel risque par les investisseurs étrangers peut les motiver à diminuer leur demande en devise locale.

En second lieu, l'hypothèse selon laquelle une baisse des prix boursiers engendre une dépréciation du taux de change peut être envisagée (Granger, Huang et Yang 2000) car sur des marchés caractérisés par une grande mobilité des capitaux, la baisse des prix boursiers peut inciter les investisseurs à vendre les actifs détenus dans les devises associées.

Par ailleurs, l'impact attendu d'un choc de change sur le marché boursier, bien que significatif, demeure a priori ambigu. Une première hypothèse repose sur l'idée que les mouvements des prix boursiers et des taux de change sont susceptibles de refléter les mouvements de capitaux plutôt que les déséquilibres du compte courant. Dans ce cadre, les investisseurs étrangers seront désincités à détenir des actifs libellés dans une monnaie dépréciée propice à une érosion des rendements d'actifs. Autrement dit, la réaction du marché boursier à des choc sur le taux de change est pilotée par les anticipations des investisseurs et non les fondamentaux économiques.

Une autre hypothèse stipule que l'effet d'une variation de change sur les prix boursiers dépend de la nature de l'activité des entreprises à l'international. Une augmentation du taux de change va renchérir le coût des importations d'où le risque d'une diminution des profits futurs des entreprises majoritairement importatrices. En conséquence, le prix des titres boursiers associés devrait diminuer. En revanche, une dépréciation de la monnaie domestique doit accroître l'activité des entreprises majoritairement exportatrices d'où une augmentation attendue du prix de leurs titres boursiers. Autrement dit, du fait de la coexistence d'entreprises importatrices et exportatrices voire centrées sur ces deux activités, la réaction globale du marché boursier à un choc de change demeure ambiguë. Cependant, dans la littérature, l'hypothèse d'un effet positif d'une augmentation du taux de change (dépréciation) sur le marché boursier est privilégiée (Granger, Huang et Yang 2000).

Si des relations de court terme unilatérales ou bilatérales sont régulièrement révélées entre les prix boursiers et les taux de change, il semble plus délicat de mettre en évidence des relations de long terme entre ces derniers. Une avancée majeure est due à Gavin (1989) qui a formalisé l'hypothèse d'une relation indirecte entre ces prix d'actifs en montrant que les taux de change et les prix d'actions peuvent être liés à long terme par l'intermédiaire de l'activité économique. Ces

travaux privilégient le rôle des marchés boursiers dont les innovations affectent la demande globale par le canal des effets richesse et de liquidité avec des répercussions sur la demande de monnaie et les taux de change.

Emergence d'une relation de long terme

Gavin envisage une économie régie par un marché des actifs, de la monnaie et des biens et services. Les conditions d'équilibre sur le marché de la monnaie et des actifs sont celles généralement retenus dans la littérature empirique. L'équilibre sur le marché des actifs implique que le rendement boursier espéré sur une période est égal au rapport entre le dividende perpétuel et le taux d'actualisation. De plus, l'équation d'équilibre du marché de la monnaie stipule l'offre de monnaie réelle comme une fonction croissante du niveau de l'activité économique et décroissante du taux d'intérêt domestique lequel est lié au taux d'intérêt étranger par la condition de Parité Non Couverte des taux d'intérêt (PNC). L'originalité de l'approche de Gavin tient à la définition de la relation d'équilibre du marché des biens et services à l'aide du niveau de la production, du taux de change et du prix boursier.

Gavin avance que la demande globale sur le marché des biens et services est régie par la formule suivante :

$$d = aq + \beta y + \gamma e + g + \epsilon_d \quad (3.2)$$

avec d , le Log de la demande agrégée réelle en bien domestique, q , la valeur réelle du marché d'actions domestiques, y , le Log de l'output réel désaisonnalisé, g , une mesure de la politique fiscale et e , le Log du taux de change réel coté à l'incertain.

Le coefficient a est théoriquement positif car le marché des actions (q) est censé affecter positivement la demande agrégée via les effets de richesse, de consommation et via le canal de l'investissement du fait de la baisse du coût du capital. L'output (y) influence la demande globale car les travailleurs sont confrontés à des

contraintes de liquidité de sorte que leur revenu courant détermine la consommation. Enfin, Gavin suppose qu'une dépréciation de la monnaie domestique, soit un accroissement du taux de change réel, augmente les exportations nettes et, par répercussion, la demande domestique globale. En conséquence, le coefficient γ est attendu positif

Par ailleurs, l'output (y) est supposé s'ajuster graduellement à la demande globale en cas de divergence :

$$\Delta y = \sigma(d - y) + \epsilon_y = \sigma(aq - by + \gamma e + g + \epsilon_d) + \epsilon_y \quad (3.3)$$

où σ représente la vitesse d'ajustement et $b = (1 - \beta)$.

L'équilibre sur le marché des biens et services est donc représenté par l'expression :

$$aq - by + \gamma e + g = 0 \quad (3.4)$$

Cette formulation permet tout d'abord d'envisager un effet indirect des chocs monétaires sur le marché boursier (de change) par le biais du marché de change (boursier). La réaction à court et moyen terme du taux de change à un choc monétaire peut être expliquée par l'intermédiaire du marché boursier alors que l'influence directe du taux d'intérêt via la condition de PNC est traditionnellement avancée. En effet, supposons qu'une baisse de taux d'intérêt issue d'un choc monétaire expansionniste induise à moyen terme un accroissement des prix boursiers sur le marché des actifs ainsi qu'une hausse retardée de la production. De ce fait, le respect de la condition d'équilibre sur le marché des biens et services nécessite dans un premier temps une baisse du taux de change soit une appréciation de la monnaie domestique. Dans un second temps, l'élévation attendue de la production peut suffire à garantir le maintien de l'équilibre du marché des biens et services d'où la possibilité d'une réaction tendanciellement nulle du taux de change.

Par ailleurs, la réponse des prix boursiers à un choc monétaire peut être appréhendée par le canal du taux de change et du taux d'intérêt. Dans cette hypothèse, un choc monétaire expansionniste est censée engendrer en premier lieu une réaction du taux de change par l'intermédiaire du phénomène d'Overshooting (Dornbusch 1976).

Les conditions d'équilibre sur le marché de la monnaie et de la PNC sont à la base du mécanisme d'Overshooting. Dornbusch postule que les prix à la consommation et le niveau de la production ne réagissent pas instantanément à un choc monétaire et que la monnaie est neutre dans le long terme de sorte qu'un accroissement permanent de l'offre monétaire implique une augmentation proportionnelle des prix et du taux de change (dépréciation de la monnaie domestique) du fait de la Parité des Pouvoirs d'Achats. Si un accroissement non anticipé de l'offre de monnaie nominale se produit, alors l'offre réelle de monnaie doit augmenter. L'équilibre du système nécessite une élévation de la demande réelle de monnaie qui ne peut se produire que par l'intermédiaire de la baisse du taux d'intérêt nominal du fait de la rigidité du niveau de la production. Or, d'après la condition de parité non couverte, une baisse du taux d'intérêt doit s'accompagner d'une appréciation de la monnaie domestique soit d'une diminution du taux de change, postulat a priori incompatible avec l'hypothèse d'une augmentation proportionnelle du taux de change à l'issue d'une élévation permanente de l'offre de monnaie. Dornbusch rend les deux phénomènes compatibles en suggérant en premier lieu une surréaction du taux de change (dépréciation) en réaction immédiate au choc monétaire positif du fait de l'anticipation d'un certain laxisme monétaire et d'une moindre attractivité des actifs libellés en monnaie domestique. Cette dépréciation instantanée doit par ailleurs être supérieure au niveau de dépréciation de long terme. Dans un second temps, l'anticipation de l'amélioration de la balance courante du fait de la dépréciation de la monnaie domestique conduit à une appréciation graduelle

de celle-ci soit une diminution du taux de change qui doit converger à long terme vers une valeur correspondant à une dépréciation par rapport au taux de change prévalant antérieurement au choc monétaire et assurant la vérification de la PPA.

Ainsi, un phénomène d'Overshooting à court terme soit la forte augmentation temporaire du taux de change nécessite une diminution des prix d'actions du fait de la condition d'équilibre sur le marché des biens et services. A long terme, la baisse du taux d'intérêt induite par le choc monétaire positif induit l'accroissement des prix boursiers par le canal du marché des actifs.

Une limite du modèle de Gavin tient à l'absence de distinction entre les chocs d'offre et de demande qui peuvent induire une réaction différenciée du taux de change.

Actuellement, aucun consensus n'existe d'une part sur la nature des chocs réels (demande ou offre) qui influencent le taux de change réel et d'autre part sur le signe des impacts. Clarida et Gali (1994) par exemple concluent à l'aide d'un modèle SVAR que les fluctuations du taux de change réel proviennent majoritairement des chocs de demande et monétaires (nominaux). Cette conclusion est commune à de nombreuses études (Chadah et Prasad 1997, Weber 1998, Rogers 1999) qui accordent un rôle mineur au choc d'offre dans l'explication des fluctuations du taux de change réel. Un second courant impulsé par les travaux théoriques de Balassa (1964) et Samuelson (1964) privilégie l'hypothèse d'une prééminence de l'influence des chocs d'offre sur le taux de change réel. Ainsi, De Gregorio et Wolf (1994), Strauss (1999) ou encore Alexius et Nilson (2000) trouvent des relations de cointégration significatives entre des mesures de la productivité et les taux de change réels.

Les conclusions sont également très divergentes quant au signe de l'impact des chocs réels sur le taux de change réel. Le cadre d'analyse théorique de Clarida et Gali (1994) conduit à anticiper une dépréciation permanente du taux de change réel

en réaction à un choc d'offre. En revanche, les travaux de Balassa et Samuelson (1964) impliquent qu'un choc d'offre engendre une appréciation permanente du taux de change réel.

Dans le contexte du modèle de Gavin (1989), plusieurs hypothèses peuvent être établies quant aux modes de transmission d'un choc réel sur les marchés de change et boursiers. Un choc de demande positif doit se traduire par une élévation du taux d'intérêt (effet d'éviction), phénomène qui doit s'accompagner d'une augmentation du taux de change pour respecter la condition de la PNC. En conséquence, l'équilibre sur le marché des biens et services peut être maintenu d'où une réaction potentiellement non significative des prix boursiers en réponse à la variation de change. En revanche, un choc d'offre positif qui implique une baisse du taux d'intérêt doit conduire à une diminution du taux de change. L'appréciation de la monnaie domestique associée à l'accroissement du niveau de la production nécessite une élévation des prix boursiers. Autrement dit, dans un contexte où l'on prédit que les chocs d'offre sont les principaux déterminants de l'évolution des prix boursiers à long terme, nous examinerons si l'impact éventuel d'un choc réel sur ces derniers par le biais du taux de change est principalement attribuable aux chocs d'offre. Inversement, nous nous interrogerons sur la capacité du marché de change à constituer un canal de transmission indirect des informations du marché boursier vers la sphère réelle. Dans le modèle de Gavin, un choc boursier positif exige une diminution du prix des obligations d'où la nécessité d'une hausse du taux d'intérêt afin de maintenir l'équilibre sur le marché des actifs. Le respect de la condition de la PNC dicte une augmentation du taux de change qui implique une élévation du niveau de la production pour garantir l'équilibre sur le marché des biens et services.

Les interactions dynamiques à court terme et à long terme entre les différentes sphères seront analysées à l'aide de fonctions de réponses impulsionnelles des variables à des chocs économiques, monétaires et financiers dans le cadre d'une mo-

délisation VAR Structurelle ou SVAR. En complément, le recours à la méthode de décomposition de la variance des erreurs de prévisions permettra d'examiner si l'amplitude des réponses impulsionnelles des variables endogènes à différents chocs se reflète dans l'analyse des sources des fluctuations.

3.3. Modélisation SVAR

3.3.1 Introduction

Depuis quelques années, la modélisation VAR structurelle (SVAR) est régulièrement utilisée pour l'étude de l'influence de chocs fondamentaux et de portefeuille sur les prix boursiers. Rapach (2001) et Binswanger (2003), par exemple, estiment des modèles SVAR pour des prix boursiers et des mesures de l'activité réelle tandis que Lee (1998), Chung et Lee (1998) ou encore Allen et Yang (2003) analysent la relation entre des prix boursiers et des dividendes ou des résultats d'entreprises. L'objectif principal d'un modèle SVAR est d'évaluer la réponse impulsionnelle des variables endogènes à des chocs structurels en imposant suffisamment de restrictions afin d'identifier les composants orthogonaux (structurels) des termes d'erreurs plutôt que de recourir à la méthode d'orthogonalisation récursive de Choleski. Les chocs structurels présentent l'avantage d'être interprétables économiquement par opposition aux modèles VAR non structurels qui se caractérisent par l'absence d'une préconception du fonctionnement de l'économie. De ce fait, un modèle SVAR permet de retracer la transmission à l'économie d'une impulsion en se basant sur un minimum d'hypothèses issues de la théorie économique.

Dans un premier temps, nous présentons les principaux traits de la méthodologie SVAR afin, dans un second temps, de proposer une adaptation de cette technique à notre problématique.

3.3.2 Méthodologie économétrique

Elaboration des restrictions de court terme

Supposons un VAR(1) structurel stationnaire en covariance :

$$BY_t = \gamma_0 + \Gamma_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = D \quad (3.6)$$

avec Y_t un vecteur de n variables endogènes (y_{1t}, \dots, y_{nt}) , ε_t le vecteur des chocs structurels soit non observables et non corrélés et D la matrice de variances-covariances Identité de ε_t .

L'objectif central est de déterminer les paramètres du SVAR afin d'élaborer les fonctions de réponses impulsionnelles des variables endogènes à des chocs structurels. L'hypothèse d'absence de corrélation est capitale car elle permet d'analyser l'impact dynamique d'un choc isolé sur les variables endogènes.

Dans cette optique, une première étape consiste à estimer la forme réduite (observable) du VAR. Celle-ci est obtenue en multipliant chaque membre de 3.5 par B^{-1}

$$Y_t = B^{-1}\gamma_0 + B^{-1}\Gamma_1 Y_{t-1} + B^{-1}\varepsilon_t \quad (3.7)$$

$$Y_t = a_0 + A_1 Y_{t-1} + u_t \quad (3.8)$$

ou

$$A(L)Y_t = a_0 + u_t$$

$$A(L) = I_d - A_1 L$$

Les termes d'erreur u_t sont des combinaisons linéaires des erreurs structurelles ε_t et ont pour matrice de variances-covariances :

$$E(u_t u_t') = B^{-1} D B^{-1'} = \Omega \quad (3.9)$$

La stationnarité de la matrice de variance-covariance est satisfaite si les valeurs propres de $A(L)$ ont un module inférieur à 1. Les valeurs propres doivent satisfaire l'équation $Det(I_d \Lambda - A(L)) = 0$ et sont égales aux inverses des racines de l'équation caractéristique $Det(I_d \Lambda - A(L)Z) = 0$.

En conséquence, la forme réduite du modèle SVAR est stationnaire si les racines de cette équation reposent en dehors du disque unité.

L'estimation des paramètres a_0, A_1 et Ω de la forme réduite permet de déterminer les paramètres B, γ_0, Γ_1 et D de la forme structurelle si des restrictions sont imposées à ces derniers. En effet, la forme structurelle comporte $(n^2 - n) + n + n^2 + n = 2n^2 + n$ coefficients tandis que la forme réduite n'en contient que $n + n^2 + n(n + 1)/2 = 3n(n + 1)/2$. Autrement dit, l'identification du SVAR nécessite d'imposer au moins $2n^2 + n - 3n(n + 1)/2 = n(n - 1)/2$ restrictions qui peuvent être de court terme et/ou de long terme.

Les restrictions de court terme sont généralement introduites dans la matrice B^{-1} . Il peut s'agir de restrictions d'exclusion traduites par la nullité de certains coefficients ou de restrictions linéaires. Dans l'exemple suivant, trois restrictions sont imposées :

$$B^{-1} = \begin{bmatrix} X & \dots & 0 & 0 \\ X & \dots & X & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ X & \dots & \dots & X \end{bmatrix} \quad (3.10)$$

Ces trois restrictions d'"exclusion" signifient qu'à court terme, un choc sur y_n n'a pas d'impact sur y_1 et sur y_2 tandis qu'un choc sur y_{n-1} n'a pas d'impact sur y_1 .

Si le nombre de restrictions de court terme justifiées économiquement n'est pas suffisant, des restrictions additionnelles de long terme peuvent être imposées. Cette démarche nécessite l'évaluation de la représentation moyenne mobile structurelle, seconde étape qui permet la détermination des fonctions de réponses impulsionnelles des variables endogènes à des chocs structurels. A cette fin, il convient préalablement de déterminer la représentation de Wold de la forme réduite qui permet de décomposer la dynamique des variables endogènes en une composante déterministe de long terme et une composante stochastique.

Imposition de restrictions de long terme

La représentation de Wold s'obtient en multipliant chaque membre de (2) par $A(L)^{-1} = (I_d - A_1L)^{-1}$ d'où :

$$Y_t = \mu + \Psi(L)u_t \quad (3.11)$$

avec

$$\Psi(L) = [I_d - A_1(L)]^{-1} = \sum_{k=0}^{\infty} \Psi_k L^k, \quad \Psi(0) = I_d, \quad \Psi_k = A_1^k$$

$$\mu = [I_d - A_1]^{-1}a_0$$

La représentation moyenne mobile structurelle s'obtient en substituant $u_t = B^{-1}\varepsilon_t$ dans (3) :

$$Y_t = \mu + \Psi(L)B^{-1}\varepsilon_t \quad (3.12)$$

$$Y_t = \mu + \Theta(L)\varepsilon_t \quad (3.13)$$

où

$$\Theta(L) = \sum_{k=0}^{\infty} \Theta_k L^k$$

$$\Theta(L) = \Psi(L)B^{-1}$$

$$\Theta(L) = B^{-1} + \Psi_1 B^{-1} L + \dots$$

Dans cette formulation, les éléments Θ_{ij}^k sont les multiplicateurs dynamiques ou les réponses impulsionnelles des variables y_{it} à des variations de $\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{nt}$. De là, on peut expliciter les fonctions de réponses impulsionnelles de Y_t avec $[\Theta_{ij}^k]$ les éléments de la matrice $\Theta_k L^k$:

$$\begin{pmatrix} y_{1t+s} \\ \vdots \\ y_{it+s} \\ \vdots \\ y_{nt+s} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \vdots \\ \mu_i \\ \vdots \\ \mu_n \end{pmatrix} + [\Theta_{ij}^0] \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t+s} \\ \vdots \\ \varepsilon_{it+s} \\ \vdots \\ \varepsilon_{nt+s} \end{pmatrix} + \dots + [\Theta_{ij}^s] \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{it} \\ \vdots \\ \varepsilon_{nt} \end{pmatrix} \quad (3.14)$$

Les multiplicateurs dynamiques structurels sont :

$$\frac{\partial y_{it+s}}{\partial u_{jt}} = \Theta_{ij}^s \quad (3.15)$$

Comme Y_t est stationnaire en covariance, nous avons :

$$\lim_{s \rightarrow \infty} \Theta_{ij}^s = 0 \quad i, j = 1, \dots, n \quad (3.16)$$

d'où une absence d'influence à long terme des chocs structurels sur Y . L'impact cumulé de long terme des chocs structurels est capturé par la matrice $\Theta(1) = \Psi(1)B^{-1}$ telle que :

$$\Theta(1) = \begin{bmatrix} \Theta_{11}(1) & \dots & \Theta_{1n}(1) \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \Theta_{n1}(1) & \dots & \Theta_{nn}(1) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum_{s=0}^{\infty} \Theta_{11}^s & \dots & \sum_{s=0}^{\infty} \Theta_{1n}^s \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \sum_{s=0}^{\infty} \Theta_{n1}^s & \dots & \sum_{s=0}^{\infty} \Theta_{nn}^s \end{bmatrix} \quad (3.17)$$

Les restrictions de long terme s'expriment par le biais de la nullité de certains éléments de $\Theta(1)$. Par exemple, si l'on impose qu'à long terme un choc sur la variable y_n n'exerce aucune influence sur les variables y_1 et y_2 , $\Theta(1)$ devient :

$$\Theta(1) = \begin{bmatrix} \Theta_{11}(1) & \dots & \Theta_{1n-1}(1) & 0 \\ \Theta_{21}(1) & \dots & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \Theta_{n1}(1) & \dots & \dots & \Theta_{nn}(1) \end{bmatrix} \quad (3.18)$$

3.3.3 Application

Nous utiliserons la technique SVAR afin d'effectuer une étude des mécanismes de transmission d'informations publiques domestiques transitant par le Dow Jones Industrial (Etats Unis), le DAX30 (Allemagne) et le CAC40 (France) entre le 01/01/1993 et le 15/12/2003. L'étude sera effectuée en fréquence mensuelle et nous retenons pour chaque pays un modèle SVAR à cinq variables endogènes correspondant dans l'ordre à un indice boursier national, l'indice des prix à la consommation, le taux d'intérêt à 3 mois, l'indice de production industrielle, et le taux de change à l'incertain du dollar américain vis-à-vis de l'Euro. Autrement dit, une augmentation du taux de change correspond à une dépréciation du dollar américain par rapport à l'Euro. Le choix du taux d'intérêt à 3 mois est dicté par l'utilisation fréquente de cette variable comme proxy de la politique monétaire depuis les travaux de Bernanke et Blinder (1992). Nous retenons le Treasury Bill pour les Etats Unis, le PIBOR/EURIBOR pour la France et le FIBOR/EURIBOR pour l'Allemagne. L'étude est réalisée sur les données transformées en termes réels à l'exception des taux d'intérêt qui restent sous forme nominale. A défaut de disposer de données rétropolées depuis 1993 sur l'indice des prix de la zone Euro, le taux de change réel a été obtenu en multipliant le taux de change nominal USD/Euro par le rap-

port de l'indice des prix de l'Union Européenne sur l'indice des prix américain. Les Annexes III.1 à III.3 comportent les évolutions historiques des séries.

L'étude des interactions entre les indices boursiers domestiques et les informations publiques domestiques est réalisée à l'aide d'un SVAR comportant dans l'ordre les variables boursières (s), de prix (p), de taux d'intérêt (i), de production (y) et de taux de change (e). L'estimation nécessite d'imposer 10 restrictions qui seront établies dans la matrice de long terme de Blanchard Quah $\Theta(1)$.

$$\lim \begin{pmatrix} s_{t+k} \\ p_{t+k} \\ i_{t+k} \\ y_{t+k} \\ e_{t+k} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} + & 0 & - & + & 0 \\ + & + & + & - & 0 \\ + & 0 & + & +/- & + \\ 0 & 0 & 0 & + & 0 \\ +/- & 0 & 0 & +/- & +/- \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{boursier,t} \\ \varepsilon_{monetaire,t} \\ \varepsilon_{demande,t} \\ \varepsilon_{offre,t} \\ \varepsilon_{externe,t} \end{pmatrix} \quad (3.19)$$

$\Theta_{12}(1) = \Theta_{32}(1) = \Theta_{42}(1) = 0$ traduisent l'hypothèse de neutralité de la monnaie à long terme. Autrement dit, un choc d'offre de monnaie soit un changement exogène permanent du niveau de l'offre de monnaie n'influence pas les rendements boursiers réels, le taux d'intérêt et l'évolution de la production réelle à long terme. $\Theta_{42}(1) = 0$ traduit un changement dans les coûts de transaction boursiers ou une modification exogène de la perception du risque boursier par les investisseurs, phénomènes déconnectés de l'évolution de la sphère réelle à long terme.

$\Theta_{52}(1) = 0$ traduit l'absence d'effet à long terme d'un choc monétaire sur le taux de change réel. Cette restriction est motivée par l'hypothèse de neutralité de la monnaie et de la parité des pouvoirs d'achat qui imposent qu'un choc monétaire expansionniste génère un accroissement permanent des prix à la consommation ainsi qu'une augmentation du taux de change nominal d'où un effet potentiellement nul à long terme sur le taux de change réel.

$\Theta_{41}(1) = \Theta_{43}(1) = \Theta_{45}(1) = 0$ signifient que des chocs de portefeuille, de demande globale et de change réel n'exercent pas d'influence à long terme sur la production réelle. Ces restrictions associées à $\Theta_{32}(1) = 0$ imposent l'hypothèse de taux de chômage naturel qui implique que la production potentielle ne peut être influencée à long terme que par un choc d'offre tel qu'un choc sur le prix du pétrole ou un choc de productivité.

Les trois restrictions restantes se rapportent au marché de change. Nous appliquons la démarche de Blanchard et Quah (1989) qui postulent qu'un choc de demande n'a pas d'effet à long terme sur le taux de change réel $\Theta_{53}(1) = 0$. L'impact d'un choc de change sur les prix est également supposé nul à long terme $\Theta_{25}(1) = 0$. Nous privilégions l'hypothèse d'un impact de court terme tel qu'une dépréciation du taux de change réel par exemple doit engendrer une augmentation des prix à la consommation relativement aux prix de la production (Joly et al 1998). En complément, la nullité de l'impact à long terme d'un choc de change réel sur le marché boursier $\Theta_{15}(1) = 0$ a été retenue car l'absence d'une telle restriction impliquait des coefficients de long terme non significatifs.

On s'attend à une réaction positive à long terme du marché d'actions à un choc de portefeuille ($\Theta_{11}(1) = +$). Dans le cadre du modèle de valorisation présente, un tel choc peut être assimilé à une décroissance exogène de la composante prime de risque du taux d'actualisation des profits futurs d'où une augmentation attendue des rendements boursiers.

Un choc positif sur le marché boursier est par ailleurs susceptible d'engendrer une hausse de l'inflation liée à l'effet de richesse avec en conséquence une augmentation des prix à la consommation ($\Theta_{21}(1) = +$).

L'équilibre du marché des actifs nécessite une hausse du taux d'intérêt en réponse à un choc boursier positif car une élévation des rendements boursiers exige

une diminution des prix des obligations vendues au profit de l'achat de titres boursiers ($\Theta_{31}(1) = +$).

Le signe de l'effet à long terme d'un choc positif de portefeuille sur le marché de change est a priori ambigu $\Theta_{51}(1) = +/-$ en raison de l'absence d'un consensus théorique clair sur cette question. En effet, un choc boursier positif peut conduire à une augmentation du taux de change car à long terme, le surplus de la balance des paiements engendré par l'augmentation du taux d'intérêt et du niveau de la production (effet de richesse) est théoriquement annulé par la dépréciation du change nécessaire au maintien de l'équilibre du marché international. Cependant, on peut également supposer qu'un choc boursier positif incite les investisseurs à détenir des actifs libellés dans la devise associée d'où une appréciation anticipée du taux de change (diminution).

Un choc monétaire expansionniste déplace la courbe LM de sorte que le taux d'intérêt baisse d'où une augmentation de la demande globale à un niveau de prix donné. De ce fait, à court terme, le déplacement de la courbe de demande implique un excès de demande par rapport à l'offre ce qui nécessite une élévation des prix. A long terme, cette augmentation peut être entretenue ($\Theta_{22}(1) = +$) du fait de l'hypothèse de taux de chômage naturel qui implique la rigidité théorique de l'offre globale.

Dans le contexte du modèle de valorisation présente, l'impact attendu à long terme d'un choc positif de demande sur le marché boursier est négatif ($\Theta_{13}(1) = -$). En effet, l'effet d'éviction impose une augmentation à long terme du taux d'intérêt ($\Theta_{33}(1) = +$) soit du taux d'actualisation qui est propice à une diminution des prix boursiers. De plus, l'hypothèse de neutralité induit une absence d'effet à long terme d'un choc de demande positif sur la sphère réelle, phénomène également propice à une diminution des rendements boursiers ceteris paribus. Par ailleurs, un choc de demande positif doit engendrer une hausse permanente des prix du fait

du risque inflationniste lié à l'excès de demande par rapport à l'offre, phénomène qui doit persister en raison de l'hypothèse de verticalité de l'offre à long terme ($\Theta_{23}(1) = +$).

Un choc d'offre positif doit induire une élévation permanente du niveau de la production en vertu de l'hypothèse de verticalité de l'offre globale à long terme ($\Theta_{44}(1) = +$) ainsi qu'une baisse tendancielle des prix ($\Theta_{24}(1) = -$) liée au desserrement des contraintes de production. L'amplitude de la baisse des prix comparativement à l'augmentation de la production conditionnera la réponse du taux d'intérêt afin de conserver l'équilibre sur le marché de la monnaie ($\Theta_{34}(1) = +/-$). Globalement, le modèle de valorisation présente implique une réaction positive des rendements boursiers qui peut être nuancée par une réponse positive du taux d'intérêt ($\Theta_{14}(1) = +$). La réponse du taux de change est plus délicate à anticiper du fait de la divergence des conclusions théoriques sur l'existence d'un impact à long terme d'un choc de d'offre et sur le signe de cette influence éventuelle. Depuis quelques années, la prééminence du rôle des chocs d'offre dans les fluctuations du taux de change réel est régulièrement opposée à l'hypothèse "classique" de l'influence majeure des chocs de demande. Le choix d'appliquer la démarche de Blanchard et Quah (1989) qui postulent l'absence d'effet à long terme d'un choc de demande nous conduit à privilégier l'hypothèse selon laquelle le taux de change réel est influencé à long terme par un choc d'offre. Cependant, l'absence de consensus quant au signe de l'impact d'un choc d'offre (Clarida et Gali 1994, Balassa et Samuelson 1964) implique une ambiguïté a priori du signe de cet effet ($\Theta_{54}(1) = +/-$).

Nous postulons que l'impact à long terme d'un choc de change sur le taux d'intérêt est positif du fait de l'hypothèse de PNC ($\Theta_{35}(1) = +$) et que le signe de l'effet d'un choc de change sur son évolution à long terme n'est pas défini a priori ($\Theta_{55}(1) = +/-$).

Nous sommes désormais en mesure d'estimer les trois modèles SVAR. Dans cette optique, un choc est défini comme une augmentation de 1% sur l'innovation structurelle de chaque variable. En complément, nous utilisons la méthode de la décomposition de la variance des erreurs de prévisions pour mesurer la contribution de chaque innovation structurelle à la variance de l'erreur de prévision des variables.

3.3.4 Résultats

Propriétés statistiques des séries

L'évaluation des caractéristiques statistiques des séries porte sur le logarithme des données à l'exception des taux d'intérêt qui sont maintenus en données brutes. L'examen de la présence d'une racine unitaire est effectué au moyen des tests de Dickey Fuller (DF), Dickey Fuller Augmenté (ADF), Phillips-Perron (PP), KPSS et Zivot Andrews (ZA). Les résultats sont présentés dans les tableaux 3.1 (Etats Unis), 3.2 (France) et 3.3 (Allemagne) qui figurent dans les pages suivantes.

TAB. 3.1 – Etats Unis : Logarithme des séries (sauf T Bill 3 mois en données brutes)

Test	DJIND	IPC	IPI	T-BILL	USD/ EURO
Dickey Fuller	1.94**	13.57**	-0.06*	-0.74**	-0.11**
Augm. Dickey Fuller	1.94**	13.57**	-0.06**	-1.45**	-0.50**
Phillips Perron	1.70**	13.38**	-0.53**	-1.31**	-0.26**
KPSS constante	1.11++	1.43+++	0.76++	0.52++	0.92++
KPSS trend	0.32++	0.098	0.31++	0.27++	0.15++
Zivot Andrews	-4.03**	-2.93**	-4.05*	-4.72**	-2.61**

** : significatif à 5% ++ : significatif à 5%

Test	Modèle	Coeff.	DJIND	IPC	IPI	T-BILL	USD/ EURO
	A	$\theta(DU)$	-2.97**	-2.79**	-5.28**	-5.33**	2.58**
		α	-3.00**	-2.54**	-4.05**	-4.72**	-2.43**
Détail	B	$\lambda(DT)$	-3.75**	-1.71	-3.48**	-2.14**	2.57**
		α	-3.89**	-2.39**	-3.47**	-2.56**	-2.53**
Zivot Andrews	C	$\theta(DU)$	2.14**	2.16**	1.71	-5.26**	-2.69**
		$\lambda(DT)$	-3.92**	-2.51**	-3.71**	0.56	4.10**
		α	-4.03**	-2.93**	-3.51**	-2.76**	-2.61**

** : significatif à 5%

TAB. 3.2 – France : Logarithme des séries (sauf Pibor/Euribor 3 mois en données brutes)

Test	CAC	IPC	IPI	T-BILL	USD/ EURO
Dickey Fuller	0.74**	-2.01**	-1.00**	-3.57	-0.11**
Augm. Dickey Fuller	0.50**	-2.01**	-0.93**	-3.60	-0.50**
Phillips Perron	0.54**	-2.14**	-0.87**	-3.48	-0.26**
KPSS constante	0.85 ⁺⁺	1.40 ⁺⁺	0.85 ⁺⁺	0.86 ⁺⁺	0.92 ⁺⁺
KPSS trend	0.21 ⁺⁺	0.17 ⁺⁺	0.19 ⁺⁺	0.23 ⁺⁺	0.15 ⁺⁺
Zivot Andrews	-3.25**	-4.82**	-3.15**	-4.59**	-2.61**

** : significatif à 5% ++ : significatif à 5%

Test	Modèle	Coeff.	CAC	IPC	IPI	T-BILL	USD/ EURO
Détail Zivot Andrews	A	$\theta(DU)$	-3.33**	-3.84**	-3.85**	-3.57**	2.58**
		α	-2.82**	-4.44**	-2.97**	-4.59**	-2.43**
	B	$\lambda(DT)$	-2.94**	-2.49**	-3.44**	2.60**	2.57**
		α	-2.80**	-3.14**	-3.12**	-3.89**	-2.53**
	C	$\theta(DU)$	2.58**	-4.17**	2.15**	-2.60**	-2.69**
		$\lambda(DT)$	-3.41**	2.56**	-3.76**	-0.24	4.10**
		α	-3.25**	-4.82**	-3.15**	-4.46**	-2.61**

** : significatif à 5%

TAB. 3.3 – Allemagne : Logarithme des séries (sauf Pibor/Euribor 3 mois en données brutes)

Test	DAX	IPC	IPI	T-BILL	USD/ EURO
Dickey Fuller	0.97**	-5.98	-4.17	-4.68	-0.11**
Augm. Dickey Fuller	0.62**	-2.48**	-2.92**	-3.20	-0.50**
Phillips Perron	0.70**	-5.89	-4.23	-3.69	-0.26**
KPSS constante	0.82++	1.42++	0.65++	0.78++	0.92++
KPSS trend	0.27++	0.20++	0.14	0.23++	0.15++
Zivot Andrews	-3.64**	-5.20	-4.29**	-4.36**	-2.61**

** : significatif à 5% ++ : significatif à 5%

Test	Modèle	Coeff.	DAX	IPC	IPI	T-BILL	USD/ EURO
Détail Zivot Andrews	A	$\theta(DU)$	-3.08**	-3.14**	-2.96**	3.20**	-2.48**
		α	-3.19**	-5.11	-4.05**	-4.36**	-2.58**
	B	$\lambda(DT)$	-3.23**	-2.13**	-2.54**	-1.68	2.57**
		α	-3.43**	-4.21	-3.80**	-3.4**	-2.53**
	C	$\theta(DU)$	1.67	-3.53**	2.36**	-2.23**	-2.69**
		$\lambda(DT)$	-3.43**	-1.64**	-3.34**	-2.51**	4.10**
		α	-3.64**	-5.20	-4.29**	-3.97**	-2.61**

** : significatif à 5%

Les séries américaines ressortent sans ambiguïté comme des processus I(1) de sorte que l'on retient les séries différenciées. Cette conclusion s'applique également aux séries françaises, à l'exception du PIBOR/EURIBOR qui se révèle stationnaire d'où le maintien de cette variable en niveau. En revanche, une absence de consensus émerge quant aux caractéristiques des séries allemandes à l'exception du DAX qui ressort clairement I(1) d'où le recours aux rendements boursiers. L'indice des prix à la consommation est défini comme un processus Trend Stationary ce qui motive

l'utilisation de l'indice des prix "détrendisé". Le taux d'intérêt FIBOR/EURIBOR est conservé en niveau à l'instar de l'indice de la production industrielle réelle dont le corrélogramme, non reporté, décroît rapidement. Enfin, l'ensemble des tests concluent au caractère I(1) du taux de change réel qui est donc différencié pour les estimations.

Analyse des interactions domestiques

Etats Unis

L'estimation est réalisée à partir d'un VAR à huit retards avec constante. Globalement, les effets de long terme des chocs structurels ressortent statistiquement significatifs dans la matrice des coefficients de la matrice de Blanchard Quah, à l'exception du coefficient Θ_{54} représentatif de l'impact d'un choc d'offre sur le marché de change comme montré dans le tableau 3.4.

Θ_{11}	Θ_{21}	Θ_{31}	Θ_{51}	Θ_{22}	Θ_{13}	Θ_{23}	
1.96** (5.64)	0.10** (4.60)	0.08** (1.88)	-2.44** (-7.18)	0.10** (15.75)	2.14** (7.77)	-0.13** (-7.39)	
Θ_{33}	Θ_{14}	Θ_{24}	Θ_{34}	Θ_{44}	Θ_{54}	Θ_{35}	Θ_{55}
-0.28** (-8.42)	6.51** (13.32)	-0.09** (-5.02)	0.38** (9.75)	1.54** (15.75)	-0.43 (-1.22)	0.18** (10.28)	3.07** (14.09)

** : significatif à 5%

TAB. 3.4 – Coefficients de la matrice de long terme - Etats unis

– Etats Unis - Fonctions de réponses impulsionnelles

L'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles fait apparaître plusieurs résultats majeurs représentés dans les graphes 3.1.

Tout d'abord, un choc de portefeuille implique comme attendu une hausse permanente des rendements boursiers réels. Toutefois, l'effet est atténué par la hausse

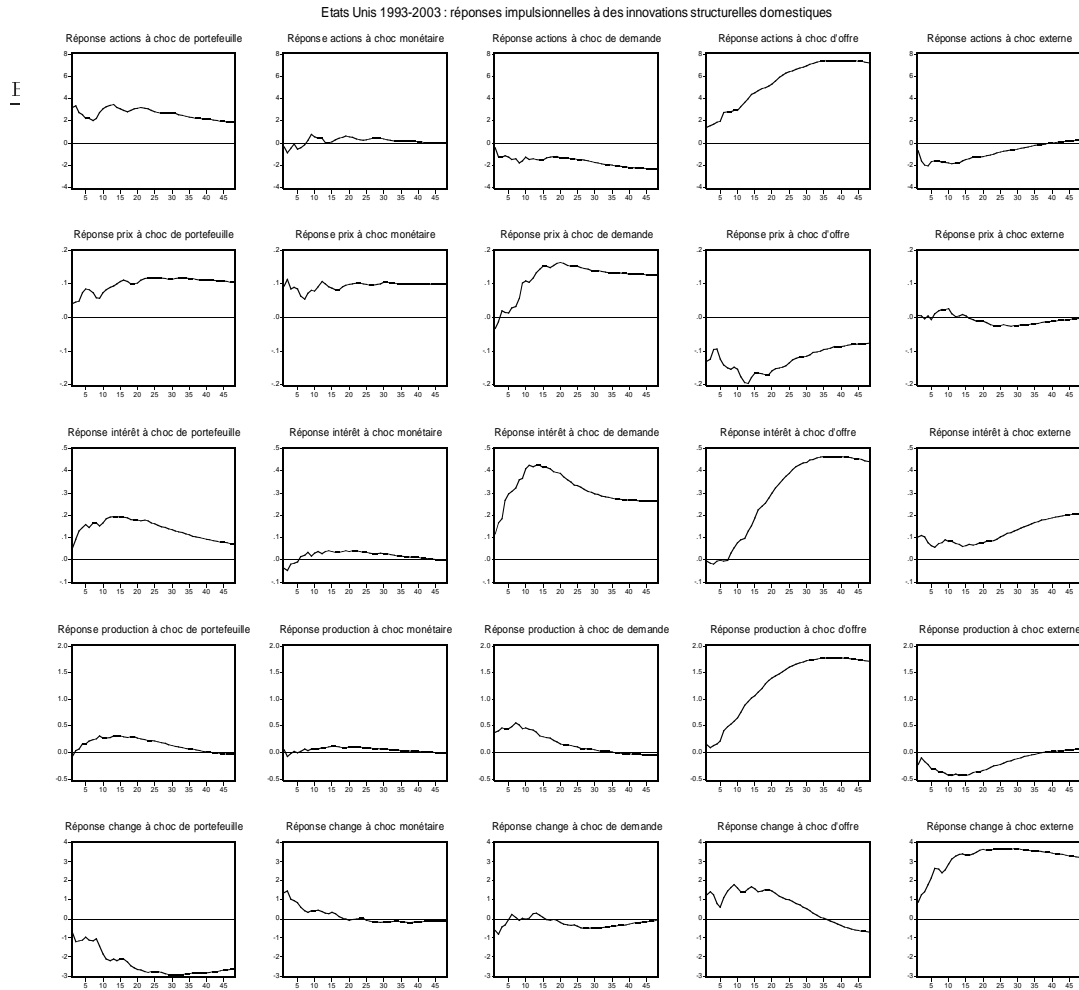


FIG. – Graphes 3.1

du taux d'inflation qui peut être la conséquence d'un effet de richesse issu du choc boursier positif. De plus, la hausse des taux d'intérêt, synonyme d'une baisse des prix obligataires, est cohérente avec la condition d'équilibre du marché des actifs. Ce phénomène est propice à une diminution de la demande globale soit à une limitation de l'effet de richesse d'où une réaction faiblement positive à court terme et à moyen terme de la production industrielle réelle. La faible diminution instantanée de l'activité réelle peut être le résultat d'une exhubérance irrationnelle soudaine des investisseurs. Un excès d'optimisme quant au développement futur du marché boursier peut les motiver à privilégier l'achat de titres plutôt qu'à financer des nouveaux projets d'investissements. Par ailleurs, l'augmentation du taux d'intérêt peut

être le signe d'une réaction de la FED préoccupée par le risque d'une surévaluation du marché boursier. La baisse permanente du taux de change réel USD/EURO signifie que le dollar s'apprécie par rapport à l'EURO en réaction au choc de portefeuille. Cette configuration milite en faveur de l'hypothèse selon laquelle un tel choc incite les investisseurs à détenir des actifs libellés en dollars américains. Autrement dit, il semblerait que les anticipations des investisseurs affectent plus le taux de change que les fondamentaux de l'économie. En effet, l'influence de facteurs fondamentaux impose tout d'abord qu'un choc boursier positif engendre un effet de richesse à l'origine d'un accroissement de la production et du taux d'intérêt. Ces phénomènes, bien que révélés par les fonctions de réponses, devraient conduire à une dépréciation soit un accroissement du taux de change réel afin de rééquilibrer une balance des paiements en surplus du fait de l'arrivée massive des capitaux étrangers attirés par la hausse du taux d'intérêt.

La réaction instantanée du marché boursier à un choc monétaire expansionniste n'est pas compatible avec la réponse imposée par le modèle de valorisation présente. Le choc monétaire implique immédiatement d'une part un effet liquidité traduit par la baisse du taux d'intérêt et d'autre part une légère augmentation de la production réelle. La baisse du taux d'actualisation associée à l'accroissement anticipé des profits futurs devrait donc conduire à une élévation instantanée des rendements boursiers lesquels, au contraire, diminuent instantanément, bien que faiblement. A court et moyen terme, la hausse sensible des prix conjuguée à une augmentation moins marquée du taux d'intérêt ainsi que de la production réelle peuvent expliquer la faiblesse de l'impact positif du choc monétaire sur les rendements boursiers.

Par ailleurs, la baisse instantanée du taux d'intérêt en réponse au choc monétaire est compatible avec l'augmentation immédiate du taux de change réel dont la dépréciation s'explique par le mouvement de fuite des capitaux provoqué par le choc monétaire expansionniste. La diminution graduelle soit l'appréciation du taux

de change réel s'explique par l'accroissement tendanciel du taux d'intérêt propice à l'afflux de capitaux, phénomène qui va à l'encontre de la condition de Parité Non Couverte des taux d'intérêt (PNC).

Globalement, les effets provoqués par un choc de demande positif sont en accord avec les prédictions du modèle d'offre et de demande globales. Comme attendu, un tel choc engendre une élévation graduelle et permanente des prix ainsi qu'un effet d'éviction immédiat et persistant traduit par la hausse du taux d'intérêt. Par ailleurs, la production réelle s'accroît à court terme pour diminuer graduellement à long terme. Ces réactions expliquent la baisse permanente croissante des rendements boursiers par le biais du modèle de valorisation présente. Dans un premier temps, ces derniers baissent légèrement immédiatement après le choc du fait des effets compensés de la hausse du taux d'actualisation et de la production réelle. Puis, l'impact négatif de la hausse persistante du taux d'intérêt sur les rendements boursiers surpasse graduellement l'effet positif temporaire de l'élévation de la production réelle. Instantanément, la diminution soit l'appréciation du taux de change réel peut s'expliquer par la hausse du taux d'intérêt propice à un afflux de capitaux mais également par des anticipations privilégiant un durcissement monétaire futur en réponse au risque inflationniste issu du choc de demande. A moyen terme, l'appréciation du taux de change réel se confirme, bien que faiblement, à l'instar de la hausse du taux d'intérêt ce qui est en désaccord avec la condition de la PNC.

A l'issue d'un choc d'offre positif, les prix baissent instantanément plus que la production réelle n'augmente. Afin de maintenir l'équilibre sur le marché de la monnaie, on s'attend donc à une baisse du taux d'intérêt qui ne diminue que faiblement. En revanche, à long terme, l'accroissement sensible du taux d'intérêt s'explique par l'élévation plus forte de la production réelle comparativement à la baisse des prix. La réaction fortement positive et permanente des rendements boursiers réels au choc d'offre s'explique par référence au modèle de valorisation

présente. La limitation de l'effet négatif de l'augmentation du taux d'actualisation peut s'expliquer par les effets conjugués d'une part de la baisse permanente des prix qui contribue, *ceteris paribus*, à l'élévation des rendements réels et d'autre part par un accroissement de la production réelle propice à anticiper une augmentation des profits futurs. Comparativement au choc de demande, le choc d'offre apparaît donc comme le principal déterminant de l'évolution du marché boursier. Enfin, la réaction du taux de change réel au choc d'offre reflète la disparité des conclusions théoriques. Pendant quasiment trois ans (trente cinq mois), le dollar se déprécie en termes réels vis-à-vis de l'euro pour s'apprécier au-delà. Autrement dit, une certaine ambiguïté persiste quant à l'effet d'un choc d'offre sur cette variable dont la réaction pendant trois ans va dans le sens des conclusions de Clarida et Gali (1994) tandis que la réponse initiée au-delà de trente cinq mois est convergente avec les arguments de Balassa (1964) et Samuelson (1964). Le maintien à court terme et à moyen terme de la dépréciation réelle du dollar peut traduire le comportement des investisseurs qui n'anticipent pas un durcissement monétaire futur de la part de la FED en raison de l'absence de risque inflationniste associé au choc d'offre.

Globalement, la réponse du taux de change réel aux chocs de demande et d'offre ne permet pas de privilégier l'hypothèse selon laquelle que l'évolution du taux de change est pilotée par des anticipations centrées sur les répercussions fondamentales des chocs réels sur l'économie. Dans ce cas, les choc de demande et d'offre auraient dû engendrer respectivement une dépréciation et une appréciation du taux de change.

Une relation négative émerge entre le taux de change réel USD/EURO et le marché boursier. Cette baisse des rendements boursiers réels en réaction à une augmentation du taux de change réel milite en faveur de l'approche de portefeuille selon laquelle les anticipations des investisseurs les motivent à vendre des actifs libellés dans une monnaie dépréciée. La hausse permanente du taux d'intérêt est

compatible avec la condition de la PNC tandis que la baisse temporaire de la production réelle traduit la perte de compétitivité liée au choc de change positif. L'amplitude de la réaction positive du taux de change réel à un choc externe montre la contribution majeure du marché de change à sa propre évolution.

La direction de la dynamique du DJIND semble pilotée principalement par les chocs d'offre et dans une moindre mesure par les chocs de portefeuille. Par ailleurs, un choc d'offre exerce une influence plus forte sur le DJIND que sur l'activité réelle et ce à court terme et à long terme. De plus, les rendements boursiers réagissent plus à un choc de change qu'à un choc monétaire direct à court terme et à moyen terme. L'asymétrie de la réaction du marché boursier aux chocs d'offre et de demande révèle l'influence du contexte économique sur le contenu des anticipations engendrées par une même information. Si la source d'une élévation de la production réelle est un choc de demande, alors les bonnes nouvelles quant à la croissance de la production seront interprétées comme le signe d'une économie en surchauffe, d'où une hausse permanente du taux d'intérêt, une augmentation seulement temporaire de la production et des anticipations privilégiant le risque inflationniste. Selon le modèle de valorisation présente, les rendements boursiers diminuent alors qu'ils augmentent en réaction à un choc d'offre qui engendrent des anticipations privilégiant l'accroissement des profits futurs plutôt que le risque inflationniste. Cette conclusion est convergente avec celles de Mc Queen et Roley (1993) ou encore Veronesi (1999). Enfin, on note que les impacts d'un choc de portefeuille et d'un choc de change sur la sphère réelle sont sensiblement plus importants que l'effet d'un choc monétaire direct.

Ces conclusions motivent à examiner si les effets des chocs sur une variable peuvent se transmettre indirectement à d'autres variables en particulier par le canal du marché boursier et de change.

A court terme et long terme, les conséquences d'un choc d'offre peuvent s'interpréter en référence à "l'hypothèse de proxy" (Fama 1981) telle que la relation négative entre les rendements boursiers et le taux d'inflation masque une relation positive entre le marché boursier et la sphère réelle et un lien négatif entre celle-ci et le taux d'inflation. Un choc d'offre positif engendre une augmentation permanente de la production réelle qui motive des anticipations centrées sur l'accroissement des bénéfices futurs d'où une élévation permanente des rendements boursiers réels. Dans le même temps, le lien négatif entre la sphère réelle et le taux d'inflation émerge du fait de la baisse permanente des prix. Les effets d'un choc de demande permettent également de valider dans une moindre mesure l'hypothèse de proxy. Celle-ci n'est pas vérifiée à court terme puisque pendant environ sept mois, un choc de demande positif induit une élévation de la production réelle associée à une baisse des rendements boursiers réels. En revanche, l'augmentation permanente du taux d'inflation initiée deux mois après le choc de demande confirme un lien négatif entre la sphère réelle et le taux d'inflation à partir du septième mois. A partir de ce moment, l'hypothèse de proxy est pleinement vérifiée du fait de la baisse persistante des rendements boursiers réels et de la production réelle. Enfin, ce phénomène émerge de façon nettement moins marquée de l'examen des effets d'un choc monétaire expansionniste. Ce n'est qu'à partir du quinzième mois que l'augmentation permanente du taux d'inflation s'associe à un déclin de la production réelle qui se conjugue à une baisse tendancielle des rendements boursiers.

Le modèle de Gavin (1989) permet d'expliquer la réponse du taux de change réel à un choc monétaire expansionniste par l'intermédiaire de la réaction des rendements boursiers à partir du septième mois. A ce moment, la réponse des rendements boursiers au choc monétaire devient positive jusqu'au treizième mois et s'associe à une très faible réaction positive de la production réelle. Dans cet intervalle, le taux de change initialement haussier à l'issue du choc diminue de façon cohérente

avec la contrainte d'équilibre sur le marché des biens et services. Au-delà, la disparition progressive de la réaction du taux de change peut s'expliquer par l'élévation progressive de la production réelle qui peut compenser la hausse des rendements boursiers afin de garantir l'équilibre.

La réaction négative à court terme des rendements boursiers à un choc monétaire peut également être expliquée par le biais du marché de change à l'aide du modèle de Gavin. En effet, La forte augmentation instantanée du taux de change à l'issue du choc monétaire expansionniste impose une diminution des rendements boursiers afin de conserver l'équilibre sur le marché des biens et services dans la mesure où la production réelle ne réagit véritablement qu'à partir du septième mois.

Globalement, les marchés de change et dans une moindre mesure les marchés boursiers semblent jouer le rôle de courroie de transmission des chocs monétaires vers la sphère réelle. En effet, un choc monétaire influence sensiblement plus le taux de change réel que l'activité réelle qui est par ailleurs plus réceptive à un choc de change. Ce phénomène est moins marqué sur le marché boursier qui est faiblement influencé par un choc monétaire. Cependant, ce dernier induit une réponse moins importante de l'activité réelle qu'un choc de portefeuille.

Une analyse par la méthode de décomposition des variances d'erreurs de prévision va nous permettre d'étudier les sources des fluctuations des variables endogènes à différents horizons. En particulier, nous examinerons si la contribution des chocs révélée par les fonctions de réponses impulsionnelles à l'évolution des variables est confirmée quant à leurs fluctuations.

– **EtatsUnis - Décomposition des variances d'erreur de prévisions**

Les résultats sont rassemblés dans le tableau de la page suivante.

Les fluctuations des rendements réels du DJIND apparaissent principalement dues aux chocs de portefeuille qui contribuent pour 56% à 78% à la variabilité du DJIND. Alors que les fonctions de réponses impulsionnelles ont mis en évidence la prééminence de l'impact des chocs d'offre sur les rendements boursiers, seulement 13% à 19% des fluctuations boursières s'expliquent par les chocs d'offre. Par ailleurs, la variabilité des rendements boursiers est peu influencée par les chocs monétaires dont la contribution s'élève au maximum à 9%.

Les chocs monétaires expliquent entre 26% et 30% de la variabilité du taux d'inflation. Ce résultat reflète le poids accordé par les autorités monétaires à l'objectif de stabilisation du taux d'inflation dont les fluctuations proviennent principalement des chocs d'offre (entre 48% et 60%).

La variabilité du taux d'intérêt est attribuable sans surprise dans une proportion de 45% à 54% aux chocs de demande qui véhiculent un risque inflationniste élevé d'où une sensibilité particulière de la banque centrale à ce type d'innovations. De plus, la contribution significative des chocs externes (entre 19% et 25%) peut signaler une propension de la banque centrale à intégrer le marché de change dans sa fonction de réaction. Par ailleurs, la révélation par les fonctions de réponses d'une forte augmentation du taux d'intérêt en réponse à un choc de portefeuille s'accompagne d'une contribution non négligeable des chocs de portefeuille à la variabilité du taux d'intérêt (entre 8% et 14%).

Les fluctuations de la production réelle proviennent majoritairement des chocs de demande (entre 36% et 65%) et dans une moindre mesure des chocs d'offre (entre 9% et 31%). Ceci montre que des chocs de demande positifs, porteurs d'un risque inflationniste, engendrent des perturbations plus importantes de l'activité réelle que des chocs d'offre propices à des anticipations privilégiant des répercussions positives sur l'activité économique. On note également que 19% à 24% des fluctuations de l'activité réelle s'expliquent par les chocs externe contre seulement 2% à 9%

par les chocs de portefeuille. Le marché de change représenterait donc un objectif intermédiaire à privilégier par la banque centrale dans la définition de sa politique monétaire.

Un phénomène de feedback semble émerger entre les fluctuations de la production réelle et le taux de change réel dont la variabilité est essentiellement issue des chocs d'offre dans une proportion de 29% à 31%. L'impact majeur des chocs monétaires (entre 26% et 37%) traduit la préoccupation de la banque centrale quant à la stabilité du marché de change, et ce de façon plus marquée que vis-à-vis du marché boursier. Enfin, l'impact des chocs externes (entre 15% et 20%) sur la variabilité du marché de change est plus important que l'influence des chocs boursiers qui n'y contribuent qu'à hauteur de 9% à 15%.

France

Pour la France, l'estimation est réalisée au moyen d'un modèle SVAR à 9 retards avec constante. Le tableau 3.5 révèle que les coefficients de la matrice de Blanchard Quah sont tous statistiquement significatifs :

Θ_{11}	Θ_{21}	Θ_{31}	Θ_{51}	Θ_{22}	Θ_{13}	Θ_{23}	
4.24** (5.74)	0.04** (2.40)	2.44** (4.48)	-4.16** (-9.65)	-0.11** (-15.68)	-5.91** (-12.11)	0.13** (9.65)	
Θ_{33}	Θ_{14}	Θ_{24}	Θ_{34}	Θ_{44}	Θ_{54}	Θ_{35}	Θ_{55}
3.91** (6.91)	-5.46** (-7.35)	0.13** (7.16)	-2.19** (-4.19)	-0.90** (-15.68)	1.94** (4.09)	-3.15** (-7.22)	-2.92** (-8.13)

** : significatif à 5%

TAB. 3.5 – Coefficients de la matrice de long terme - France

– France - Fonctions de réponses impulsionnelles

Les fonctions de réponse impulsionnelles sont rassemblées dans les graphes 3.2.

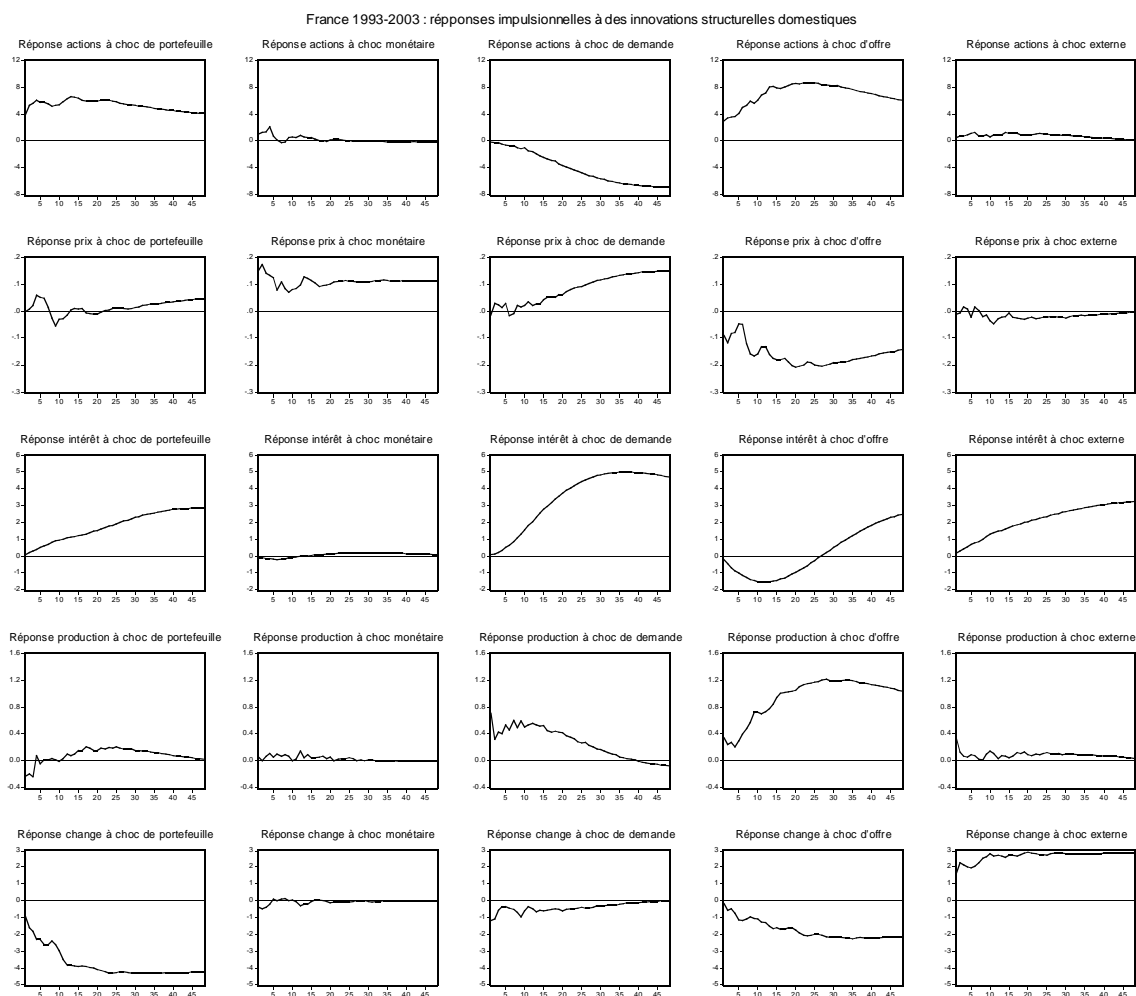


FIG. – Graphes 3.2

L'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles à un choc de portefeuille fait apparaître des résultats convergents avec ceux obtenus pour les Etats Unis. Un choc de portefeuille implique une augmentation persistante des rendements réels du CAC dont la réponse s'étend de + 4% à + 7%. Cette réaction est durablement plus forte que celle enregistrée pour les Etats Unis (+ 2% à + 4%). De plus, la réponse du taux d'inflation est moins tranchée que pour les Etats Unis où l'accroissement est instantané et demeure permanent. La réponse du taux d'inflation de la France, qui n'augmente lentement qu'à long terme (+ 0% à + 1%), peut

s'expliquer par la manifestation moins forte et plus lente d'un effet de richesse comparativement aux Etats Unis où la consommation des ménages est étroitement liée à leur richesse boursière. De plus, la hausse permanente des taux d'intérêt, cohérente avec la condition d'équilibre du marché des actifs, peut traduire une réaction de la Banque de France à un choc de portefeuille interprété comme le signal d'une surévaluation du marché boursier. Ce phénomène est propice à une diminution de la demande globale d'où une réaction faiblement positive à court terme et moyen terme de la production industrielle réelle. Contrairement aux Etats Unis, la diminution de la production réelle de la France est non seulement instantanée mais se confirme pendant environ quatre mois. Cette tendance peut s'interpréter comme la manifestation plus marquée d'une exhubérance irrationnelle soudaine des investisseurs qui les incite à privilégier l'achat de titres plutôt qu'à financer des nouveaux projets d'investissements. La baisse permanente du taux de change réel USD/EURO signifie que l'Euro se déprécie par rapport au Dollar en réaction au choc de portefeuille. Cette configuration milite en faveur de l'hypothèse selon laquelle les fondamentaux de l'économie affectent plus le taux de change que les anticipations des investisseurs. En effet, l'influence de facteurs fondamentaux impose tout d'abord qu'un choc boursier positif engendre un effet de richesse à l'origine d'une élévation de la production et du taux d'intérêt. Ces phénomènes, confirmés par les fonctions de réponses, conduisent à une dépréciation de l'Euro afin de rééquilibrer une balance des paiements en surplus du fait de l'arrivée massive des capitaux étrangers attirés par la hausse du taux d'intérêt.

La réaction instantanée du marché boursier à un choc monétaire expansionniste est compatible avec le modèle de valorisation présente. Le choc monétaire implique immédiatement d'une part un effet liquidité quasi nul traduit par la baisse peu significative du taux d'intérêt et d'autre part une légère augmentation de la production réelle d'où une élévation instantanée des rendements boursiers. Cette

hausse est accentuée temporairement du fait d'un effet de liquidité plus marqué et d'un légère accentuation de l'élévation de la production réelle. Au-delà de cinq mois, la disparition de l'effet liquidité conjuguée à une réaction limitée de la production réelle expliquent la disparition rapide de l'impact du choc monétaire sur les rendements du CAC.

Par ailleurs, la baisse instantanée du taux d'intérêt en réponse au choc monétaire est compatible avec la dépréciation instantanée de l'Euro qui s'explique par le mouvement de fuite des capitaux provoqué par le choc monétaire expansionniste. La coexistence des deux effets dure pendant quatre mois au-delà desquels la réponse du taux de change disparaît rapidement. Selon la condition de la PNC, la faible hausse du taux d'intérêt à moyen et long terme aurait dû être accompagnée d'une légère dépréciation durable de l'Euro vis-à-vis du Dollar.

Les effets engendrés par un choc de demande positif sont en accord avec les prédictions du modèle d'offre et de demande globales. Un tel choc engendre une élévation graduelle et permanente des prix ainsi qu'un effet d'éviction immédiat et persistant traduit par la hausse du taux d'intérêt. Par ailleurs, la production réelle s'accroît à court terme pour diminuer graduellement à long terme. Ces réactions expliquent la baisse permanente croissante des rendements boursiers par le biais du modèle de valorisation présente. Instantanément, ces derniers baissent légèrement du fait des effets compensés de la hausse du taux d'actualisation et de la production réelle. Puis, l'impact négatif de la hausse persistante du taux d'intérêt sur les rendements boursiers surpasse graduellement l'effet positif temporaire de l'élévation de la production réelle. Par ailleurs, la diminution immédiate du taux de change réel soit la dépréciation instantanée de l'Euro ne peut s'expliquer par la réaction instantanée quasi-nulle du taux d'intérêt mais peut être motivée par des anticipations privilégiant un risque inflationniste issu du choc de demande. A moyen terme, le maintien de la dépréciation de l'Euro va dans le sens de la condition

de la PNC mais peut aussi traduire des anticipations privilégiant les conséquences négatives d'un choc de demande sur l'activité économique plutôt que l'hypothèse d'un durcissement monétaire futur en réaction au risque inflationniste associé.

A l'issue d'un choc d'offre positif, les prix baissent immédiatement plus que la production réelle ne s'accroît. Afin de maintenir l'équilibre sur le marché de la monnaie, on s'attend donc à une baisse du taux d'intérêt qui est confirmée et enregistrée pendant vingt cinq mois. Au-delà, l'émergence d'un différentiel d'intérêt positif en regard de la situation prévalant avant le choc s'explique par l'élévation plus forte de la production réelle comparativement à la baisse des prix. La réaction fortement positive et permanente des rendements boursiers réels au choc d'offre est compatible avec le modèle de valorisation présente. La limitation de l'effet négatif de l'augmentation du taux d'actualisation peut s'expliquer par les effets conjugués d'une part de la baisse permanente des prix qui contribue, *ceteris paribus*, à l'élévation des rendements réels et d'autre part par une élévation de la production réelle propice à anticiper une augmentation des profits futurs. Contrairement aux Etats-Unis, le choc d'offre n'apparaît pas comme le principal déterminant de l'évolution des rendements boursiers qui réagissent à moyen terme et à long terme avec une intensité comparable à un choc de demande (-4% à -8%). Enfin, la dépréciation réelle durable de l'Euro en réponse au choc d'offre reflète les conclusions de Clarida et Gali (1994). Ce phénomène peut traduire le comportement des investisseurs qui n'anticipent pas un durcissement monétaire futur de la part de la Banque de France en raison de l'absence de risque inflationniste associé au choc d'offre.

Globalement, la réponse du taux de change réel aux chocs de demande semble donc pilotée par les fondamentaux économiques tandis que l'impact d'un choc d'offre traduit plutôt des anticipations centrées sur la politique monétaire future.

Une relation positive émerge entre le taux de change réel USD/EURO et le marché boursier ce qui revient à une relation négative entre le taux de change

EURO/USD et le marché boursier. La hausse des rendements boursiers réels en réaction à un choc externe positif milite en faveur de l'approche de portefeuille selon laquelle les anticipations des investisseurs les motivent à acheter des actifs libellés dans une monnaie appréciée. La hausse permanente du taux d'intérêt peut traduire une réaction de la Banque de France au choc de change dans le cadre du pilotage de la politique monétaire. De plus, la perte de compétitivité issu du choc de change positif devrait engendrer une baisse de la production alors que le phénomène inverse se manifeste. Par ailleurs, A l'instar du résultat obtenu pour les Etats-Unis, l'amplitude de la réaction positive du taux de change réel à un choc externe montre la contribution majeure du marché de change à sa propre évolution.

Globalement, la direction de la dynamique du DJIND semble pilotée en termes équilibrés par les chocs d'offre, de demande et de portefeuille. Par ailleurs, un choc d'offre exerce une influence plus forte sur le CAC que sur l'activité réelle et ce à court terme et à long terme. De plus, les rendements boursiers réagissent plus à un choc de monétaire qu'à un choc de change dans les six premiers mois alors que le phénomène inverse prévaut au-delà. L'asymétrie de la réaction du marché boursier aux chocs d'offre et de demande révèle l'influence du contexte économique sur le contenu des anticipations engendrées par une même information, résultat convergent avec celui obtenu pour les Etats Unis. Enfin, on note que les impacts d'un choc de portefeuille et d'un choc de change sur la sphère réelle sont globalement plus importants que l'effet d'un choc monétaire direct.

Les marché boursier et de change peuvent également contribuer à révéler des relations indirectes entre les sphères à l'instar des hypothèses avancées par Fama (1981) et Gavin (1989).

A court terme et long terme, les conséquences d'un choc d'offre peuvent s'interpréter en référence à "l'hypothèse de proxy" (Fama 1981). Un choc d'offre positif engendre une augmentation permanente de la production réelle qui motive des

anticipations centrées sur l'accroissement des bénéfices futurs d'où une élévation permanente des rendements boursiers réels. Dans le même temps, le lien négatif entre la sphère réelle et le taux d'inflation émerge du fait de la baisse permanente des prix. Les effets d'un choc de demande permettent également de valider dans une moindre mesure l'hypothèse de proxy à partir du dixième mois. Enfin, l'hypothèse de proxy peut être validée, bien que de façon peu marquée, dans le cas d'un choc monétaire expansionniste à partir du douzième mois, moment à partir duquel l'augmentation persistante du taux d'inflation s'associe à un déclin de la production réelle qui se conjugue à une baisse tendancielle des rendements boursiers.

Le modèle de Gavin (1989) permet d'expliquer la réponse du taux de change réel à un choc monétaire expansionniste par l'intermédiaire de la réaction des rendements boursiers pendant les quatre premiers mois. Dans cet intervalle, la réponse des rendements boursiers au choc monétaire est positive et s'associe à une très faible réaction positive de la production réelle. Le taux de change initialement baissier à l'issue du choc se maintient sous son niveau antérieur au choc, configuration qui va dans le sens du maintien de l'équilibre sur le marché des biens et services. Au-delà, la disparition progressive de la réaction du taux de change peut s'expliquer par les amplitudes comparables des réactions des rendements boursiers et de la production réelle qui peuvent suffire à garantir l'équilibre.

Les marchés boursiers semblent jouer le rôle de courroie de transmission des chocs monétaires vers la sphère réelle. En effet, un choc monétaire influence à court terme sensiblement plus les rendements boursiers réels que l'activité réelle qui est par ailleurs plus réceptive à un choc boursier dans la durée. Contrairement aux Etats Unis, le marché de change n'apparaît pas comme un canal de transmission significatif des chocs monétaires vers la sphère réelle.

L'étude des fonctions de réponses impulsionnelle va être complétée par une analyse des sources des fluctuations des variables endogènes à différents horizons

à l'aide de la méthode de décomposition des variances d'erreurs de prévision. En particulier, nous examinerons si la contribution des chocs révélée par les fonctions de réponses impulsionnelles à l'évolution des variables est confirmée quant à leurs fluctuations.

– **France - Décomposition des variances d'erreur de prévisions**

Les résultats sont rassemblés dans le tableau de la page suivante.

Les fluctuations des rendements réels du CAC sont principalement dues aux chocs de portefeuille qui contribuent pour 48% à 62% à la variabilité du CAC. La contribution des chocs d'offre est un peu plus faible puisqu'ils expliquent entre 31% et 34% des fluctuations du marché boursier. Comparativement aux Etats Unis, ces résultats peuvent être rapprochés de l'analyse des fonctions de réponse qui ont mis en évidence une importance comparable des chocs de portefeuille et d'offre à la dynamique des rendements du CAC. Cette remarque ne peut toutefois pas s'appliquer aux chocs de demande qui n'expliquent qu'entre 0.1% et 4% de la variabilité du CAC alors que l'amplitude de la réponse impulsionnelle des rendements est du même ordre à moyen terme et à long terme que les réactions aux chocs d'offre et de portefeuille. Par ailleurs, comparativement aux Etats Unis, la variabilité des rendements boursiers est plus influencée par les chocs monétaires dont la contribution s'étend entre 4% et 13%.

Les chocs monétaires expliquent entre 43% et 72% de la variabilité du taux d'inflation, résultat qui reflète comme pour les Etats Unis mais de façon plus marquée, l'importance accordée par la banque centrale à l'objectif de stabilisation du taux d'inflation dont 27% à 30% des fluctuations s'expliquent par les chocs d'offre.

La variabilité du taux d'intérêt est attribuable sans surprise dans une proportion de 4% (court terme) à 51% (long terme) aux chocs de demande qui véhiculent un risque inflationniste élevé d'où une sensibilité particulière de la banque centrale à ce type d'innovations. A long terme, l'influence des chocs de demande supplante

celle des chocs d'offre (24% à 35%). De plus, la contribution significative des chocs externes (entre 13% et 33%) peut signaler une propension de la banque centrale à intégrer le marché de change dans sa fonction de réaction. Par ailleurs, la révélation par les fonctions de réponses d'une forte augmentation du taux d'intérêt en réponse à un choc de portefeuille s'accompagne d'une contribution non négligeable des chocs de portefeuille à la variabilité du taux d'intérêt (entre 8% et 12%).

Les fluctuations de la production réelle proviennent majoritairement des chocs de demande (entre 54% et 64%) et dans une mesure sensiblement moindre des chocs d'offre (entre 13% et 15%). A l'instar des Etats Unis, ce résultat confirme que le risque inflationniste véhiculé par des chocs de demande positifs engendre des perturbations plus importantes de l'activité réelle comparativement à des chocs d'offre. On remarque également les fluctuations de l'activité réelle s'expliquent dans les mêmes proportions par les chocs externes (13% à 15%) que par les chocs de portefeuilles (5% à 13%), particulièrement à long terme. Les marché de change représenteraient donc un objectif intermédiaire à privilégier par la banque centrale dans l'établissement de sa politique monétaire.

Un phénomène de feedback semble émerger entre les fluctuations de la production réelle et le taux de change réel dont la variabilité est essentiellement issue des chocs de demande dans une proportion de 24% à 27%. Comparativement aux Etats Unis, la variabilité du marché de change est moins attribuable aux chocs monétaires (entre 2% et 5%) qu'aux chocs de portefeuille (18% à 26%). Enfin, l'importance de la contribution des chocs externes (entre 37% et 52%) montre la forte propension de la variabilité du marché de change à être influencée par des chocs sur lui-même.

Allemagne

Pour l'Allemagne, l'estimation est réalisée au moyen d'un modèle SVAR à 6 retards avec constante. Le tableau 3.6 montre que les coefficients de la matrice de Blanchard Quah sont tous statistiquement significatifs à l'exception de ceux relatifs à l'impact des chocs de portefeuille sur le taux d'intérêt (Θ_{31}), l'impact d'un choc d'offre sur le marché de change (Θ_{54}) et l'impact d'un choc externe sur le marché de change (Θ_{55}) :

Θ_{11}	Θ_{21}	Θ_{31}	Θ_{51}	Θ_{22}	Θ_{13}	Θ_{23}	
3.08** (4.93)	-1.04** (-9.73)	0.23 (0.61)	-3.43** (-15.44)	0.93** (15.87)	6.61** (15.81)	-0.21** (-2.50)	
Θ_{33}	Θ_{14}	Θ_{24}	Θ_{34}	Θ_{44}	Θ_{54}	Θ_{35}	Θ_{55}
0.94** (3.22)	-4.68** (-6.56)	-1.61** (-9.97)	0.80** (2.84)	11.34** (15.87)	0.44 (1.42)	2.96** (15.80)	-0.41 (-1.37)

** : significatif à 5%

TAB. 3.6 – Coefficients de la matrice de long terme - Allemagne

– Allemagne - Fonctions de réponses impulsionnelles

Les fonctions de réponse impulsionnelles sont rassemblées dans les graphes 3.3.

Un choc de portefeuille implique une augmentation persistante des rendements réels du CAC dont la réponse s'étend pour l'essentiel de + 2% à + 4%. Cette réaction est comparable à celle enregistrée pour le DJIND aux Etats Unis mais moins forte que la réponse des rendements du CAC (+ 4% à + 7%). L'impact négatif d'un choc de portefeuille positif sur la production réelle pendant environ vingt six mois peut s'interpréter comme la manifestation durable d'un excès d'optimisme des investisseurs quant à l'évolution future du marché boursier. Ce phénomène, beaucoup plus accentué que pour le CAC et le DJIND, peut traduire la tendance des investisseurs à se détourner des projets d'investissements au profit de l'achat

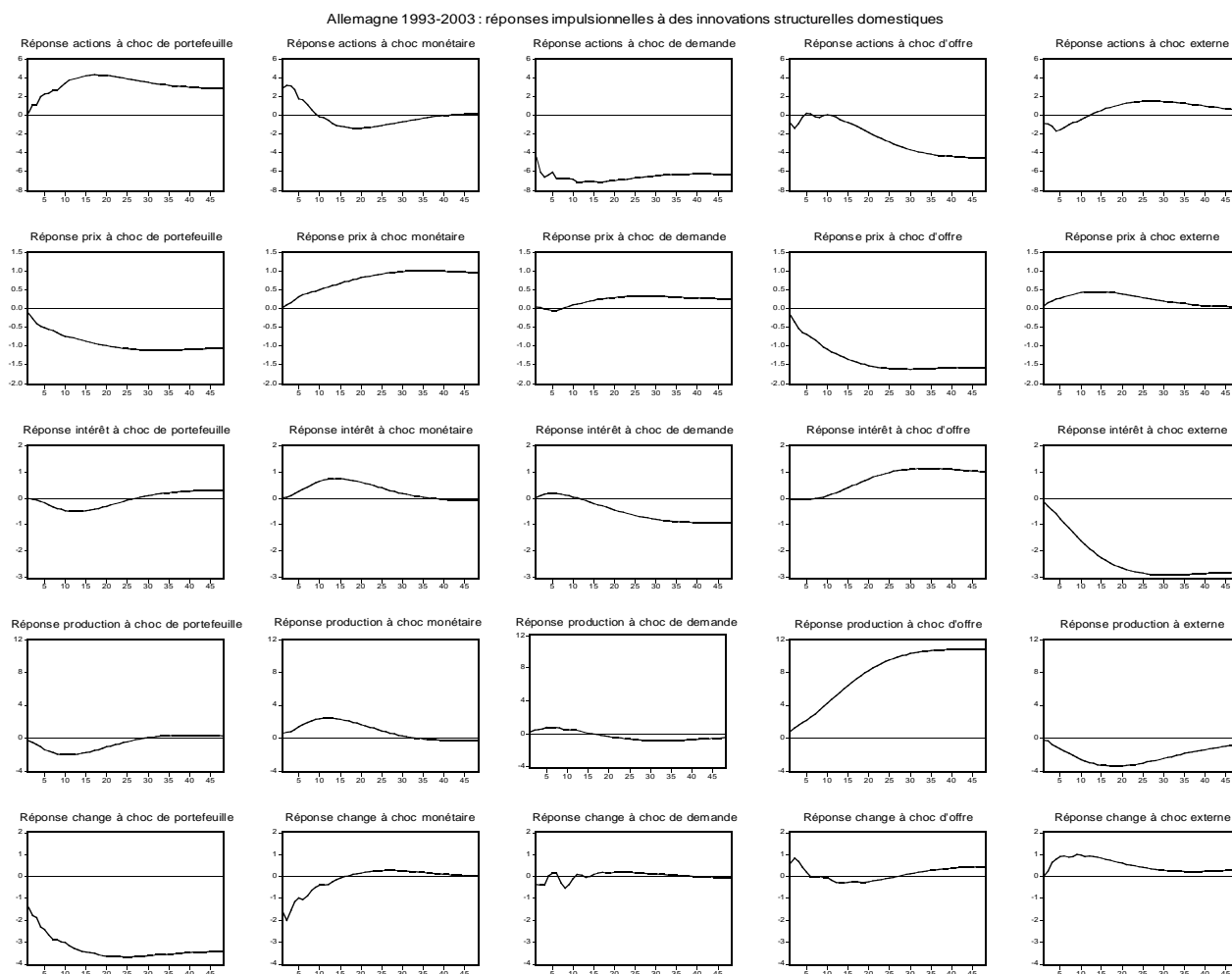


FIG. – Graphes 3.3

de titres boursiers. Cette exhubérance irrationnelle peut expliquer l'incohérence apparente entre la baisse durable de la production réelle et celle du taux d'intérêt, théoriquement propice à un accroissement du niveau de la production. En revanche, La diminution des prix à la consommation est cohérente avec la réduction de la production qui correspond à une baisse de la demande globale. La baisse permanente du taux de change réel USD/EURO soit la dépréciation de l'Euro face au dollar est plus délicate à interpréter que pour la France et les Etats Unis où la hausse du taux d'intérêt conjuguée à celle de la production reflète l'influence de

facteurs fondamentaux. La baisse du taux de change pourrait être le résultat d'une baisse durable du taux d'intérêt qui, associée à une diminution de la production réelle, induit une fuite des capitaux vers l'étranger. Au-delà de vingt six mois, le maintien de ce phénomène conjugué à l'émergence d'un différentiel d'intérêt positif par rapport à la situation antérieure au choc est cohérent avec la condition de la PNC.

La réaction instantanée du marché boursier à un choc monétaire expansionniste est compatible avec le modèle de valorisation présente. Le choc monétaire implique une absence de réaction du taux d'intérêt et une augmentation de la production réelle d'où une élévation des rendements boursiers motivée par l'accroissement anticipé des profits futurs. La hausse des rendements boursiers réels décroît rapidement jusqu'au dixième mois du fait de l'élévation persistante des prix et de la hausse du taux d'intérêt à court terme et à moyen terme. Entre le dixième et le trente cinquième mois, ces effets associés à une décroissance rapide du surplus de production réelle induisent une réponse des rendements boursiers négative. Au-delà, l'hypothèse de neutralité se vérifie car l'impact du choc monétaire sur les rendements du DAX disparaît, à l'instar de la réponse du taux d'intérêt et de la production réelle.

Par ailleurs, la dépréciation de l'Euro vis-à-vis du Dollar pendant dix sept mois conjuguée à l'augmentation du taux d'intérêt est compatible avec la condition de la PNC. La prééminence d'anticipations inflationnistes à l'issue du choc monétaire peut également expliquer ce phénomène. A long terme, l'Euro connaît une légère appréciation par rapport au Dollar associée à une diminution du taux d'intérêt ce qui reste compatible avec la condition de la PNC.

Les effets engendrés par un choc de demande positif sont partiellement en accord avec les prédictions du modèle d'offre et de demande globales. Un tel choc engendre une élévation graduelle et permanente des prix mais qui reste sensiblement inférieure à celle enregistrée en réponse à un choc monétaire expansionniste.

Contrairement aux Etats unis et à la France, un effet d'éviction peu prononcé émerge pendant dix mois et qui est associé à une augmentation de la production réelle. Ces tendances ne permettent pas d'expliquer la forte baisse immédiate (-4%) et permanente des rendements boursiers par le biais du modèle de valorisation présente. Celui-ci impose une faible réaction du DAX du fait des effets compensés de l'évolution du taux d'intérêt et de la production réelle. Au-delà du dixième mois, le différentiel d'intérêt négatif associé à une légère diminution de la production réelle ne permettent également pas de justifier le maintien d'une baisse des rendements boursiers aux environ de -8%. On peut avancer l'hypothèse d'un excès de pessimisme des investisseurs qui privilégient des anticipations fortement inflationnistes à l'issue d'un choc de demande. Cette exhubérance peut les motiver à vendre massivement des titres boursiers pour acheter des obligations d'où l'émergence rapide d'une baisse du taux d'intérêt lié à l'accroissement des prix obligataires. Par ailleurs, la diminution immédiate du taux de change réel soit la dépréciation instantanée de l'Euro ne peut s'expliquer par la réaction instantanée quasi-nulle du taux d'intérêt mais peut être motivée par des anticipations privilégiant un risque inflationniste issu du choc de demande. Pendant dix mois, le maintien global de la dépréciation de l'Euro va dans le sens de la condition de la PNC mais peut aussi traduire des anticipations centrées sur les répercussions négatives d'un choc de demande sur l'activité économique plutôt que sur l'hypothèse d'un durcissement monétaire futur en réaction au risque inflationniste associé. Au-delà du dixième mois, la très légère hausse temporaire du taux de change conjuguée à une baisse plus sensible et permanente du taux d'intérêt va dans le sens de la condition de la PNC.

A l'issue d'un choc d'offre positif, le taux d'intérêt ne réagit pas pendant dix mois alors que le maintien de l'équilibre sur le marché de la monnaie nécessiterait une réaction légèrement positive du fait de la moindre diminution des prix

comparativement à l'accroissement de la production réelle. Au-delà, ce mécanisme permet d'expliquer l'élévation graduelle et persistante du taux d'intérêt. Le modèle de valorisation présente implique théoriquement une réaction positive significative des rendements boursiers réels du fait de la forte augmentation de la production réelle comparativement à la hausse du taux d'intérêt. Or, la réaction du marché boursier semble déconnectée de la réponse des fondamentaux au choc d'offre. De plus, contrairement à la configuration engendrée par un choc de demande, aucune explication ne semble justifier la tendance rapidement baissière et persistante des rendements du DAX. Contrairement aux Etats-Unis et à la France, la direction de l'évolution du marché boursier est principalement pilotée par les chocs de demande et dans une moindre mesure par les chocs d'offre. Enfin, l'appréciation sensible de l'Euro en termes réels pendant les cinq mois postérieurs au choc d'offre va dans le sens des conclusions de Balassa (1964) et Samuelson (1964) et peut traduire des anticipations privilégiant les répercussions positives du choc d'offre sur la sphère réelle. A la suite d'une baisse temporaire du taux de change réel, la tendance initiale se confirme de nouveau à partir du vingt sixième mois.

A long terme, une relation positive émerge entre le taux de change réel USD/EURO et le marché boursier ce qui revient à une relation négative sur la base du taux de change EURO/USD. La hausse tendancielle des rendements boursiers réels en réaction à un choc externe positif milite en faveur de l'approche de portefeuille selon laquelle les anticipations des investisseurs les incitent à détenir des actifs libellés dans une monnaie appréciée. De plus, la baisse permanente du taux d'intérêt peut traduire une réaction de la BUBA au choc de change dans le cadre du pilotage de la politique monétaire. Par ailleurs, la diminution temporaire de la production réelle signale une perte de compétitivité issue du choc de change positif soit d'une appréciation inattendue de l'Euro. Contrairement aux résultats obtenus pour les

Etats Unis et la France, le taux de change réel ne réagit pas de façon persistante à un choc externe qui induit cependant une réaction positive temporaire.

La réponse des rendements boursiers aux chocs de demande et d'offre révèle un phénomène d'asymétrie dans la mesure où la réaction négative à l'issue d'un choc de demande est sensiblement plus forte et rapide que la réponse négative engendrée par un choc d'offre. Autrement dit, malgré un comportement du marché boursier difficile à expliquer à l'aide du modèle de valorisation présente, le contexte économique semble influencer le contenu des anticipations induites par des nouvelles relatives à la sphère réelle. De plus, contrairement aux Etats unis et à la France, un choc d'offre exerce une influence plus importante sur l'activité réelle que sur le DAX.

La caractéristique atypique de l'impact des chocs sur les différentes variables se traduit également par une difficulté à valider l'hypothèse de proxy postulée par Fama (1981). En revanche, le modèle de Gavin (1989) permet de mettre en évidence temporairement des liens indirects entre la sphère réelle, le marché boursier et le marché de change.

L'hypothèse de proxy n'est pas validée à l'issue d'un choc d'offre qui engendre une augmentation permanente de la production réelle ainsi qu'une diminution persistante des rendements boursiers réels. Dans le même temps, une relation positive émerge entre ces derniers et les prix à la consommation dont la baisse est permanente. Autrement dit, les relations entre d'une part les rendements du DAX et l'activité réelle et d'autre part entre l'activité réelle et le taux d'inflation présentent des signes opposés à ceux prédits par l'hypothèse de Fama. En revanche, la relation positive entre les rendements du DAX et les prix à la consommation milite en faveur de la théorie du Hedging (Fisher 1930). Les effets d'un choc de demande vont cependant dans le sens de l'hypothèse de proxy à partir du quinzième mois. A partir de ce moment, la baisse de la production se conjugue à la diminution

des rendements boursiers ainsi qu'à l'élévation des prix à la consommation. Enfin, l'hypothèse de proxy peut être validée de façon plus marquée, dans le cas d'un choc monétaire expansionniste à partir du douzième mois. Dès lors, l'augmentation persistante des prix à la consommation s'associe à un déclin de la production réelle et à une baisse tendancielle des rendements boursiers.

Par ailleurs, le modèle de Gavin (1989) permet d'expliquer la réponse du taux de change réel à un choc monétaire expansionniste par le biais du marché boursier pendant les dix premiers mois. Sur cette période, la réaction des rendements boursiers au choc monétaire est positive et s'associe à une réaction positive de la production réelle. Le taux de change initialement baissier à l'issue du choc se maintient sous son niveau antérieur au choc, réaction qui va dans le sens du maintien de l'équilibre sur le marché des biens et services dans la mesure où l'amplitude de la réponse de la production peut ne pas suffire pour garantir l'équilibre.

Les marchés boursiers apparaissent également comme un canal potentiel de transmission des chocs monétaires vers la sphère réelle puisqu'un choc monétaire influence à court terme sensiblement plus les rendements boursiers réels que l'activité réelle. A l'instar des Etats Unis et contrairement à la France, le marché de change joue un rôle potentiellement important dans la transmission des chocs monétaires vers la sphère réelle.

– Allemagne - Décomposition des variances d'erreur de prévisions

Les résultats sont rassemblés dans le tableau de la page suivante.

Les fluctuations des rendements réels du DAX sont principalement dues aux chocs de demande qui contribuent pour 57% à 67% à la variabilité du DAX. Ce résultat est en accord avec la prééminence de l'impact des chocs de demande mise en évidence à l'aide des fonctions de réponses. Contrairement aux Etats Unis et à la France, les chocs de portefeuille contribuent de façon résiduelle à la variabilité

du DAX (0.5% à 5%) tandis que la contribution des chocs monétaires (27% à 28%) est plus importante que celle enregistrée pour les Etats Unis et la France.

Les chocs monétaires expliquent entre 1% et 30% des fluctuations des prix à la consommation ce qui traduit à moyen terme et à long terme l'importance accordée par la banque centrale à l'objectif de stabilisation du taux d'inflation dont 50% à 56% des fluctuations s'expliquent par les chocs d'offre. Cette dernière contribution est en accord avec l'amplitude de la réponse impulsionnelle des prix à un choc d'offre.

L'Allemagne affiche une particularité due à la contribution essentielle des chocs externe (61% à 86%) dans la variabilité du taux d'intérêt. Ce phénomène peut être la manifestation d'une grande sensibilité de la BUBA à l'évolution du taux de change réel USD/EURO comparativement aux Etats Unis et à la France. En revanche, le rôle des autres chocs demeure résiduel à court terme comme à long terme.

Les fluctuations de la production réelle proviennent majoritairement des chocs d'offre (entre 43% et 58%) et dans une mesure sensiblement moindre des chocs de demande (entre 4% et 5%). L'amplitude plus importante des effets d'un choc d'offre sur les prix et sur l'activité réelle comparativement aux effets induits par un choc de demande peut expliquer ce phénomène. A l'instar des Etats Unis, ce résultat confirme que le risque inflationniste véhiculé par des chocs de demande positifs engendre des perturbations plus importantes de l'activité réelle comparativement à des chocs d'offre. On remarque également les fluctuations de l'activité réelle à long terme s'expliquent plus les chocs externes (15%) que par les chocs de portefeuilles (10%). Ce résultat conjugué à la prééminence du rôle des chocs externe dans la variabilité du taux d'intérêt tend à faire apparaître le marché de change comme un objectif intermédiaire privilégié par la banque centrale dans l'établissement de sa politique monétaire.

A l'instar des Etats Unis et de la France, un phénomène de feedback se manifeste entre les fluctuations de la production réelle et le taux de change réel dont la variabilité provient dans une proportion comparable des chocs de demande (10%) et d'offre (9%). En complément, l'importance de la contribution des chocs de portefeuille (33%) et des chocs monétaires (45%) aux fluctuations du taux de change réel peut expliquer le rôle résiduel du marché de change lui-même (4%).

3.4. Conclusion

Cette étude a porté sur l'évaluation des interactions domestiques entre des marchés boursiers et des fondamentaux économiques sur la période du 01/01/1993 au 15/12/2003 pour les Etats unis, la France et l'Allemagne. L'amplitude et le sens des relations ont été mesurées à l'aide des fonctions de réponses impulsionnelles et de la méthode de décomposition des variances d'erreurs de prévisions dans le cadre de la modélisation VAR structurelle.

Les réponses impulsionnelles des variables endogènes aux différents chocs structurels sont généralement en adéquation avec les effets prédits par la théorie économique pour les Etats Unis et la France. Ainsi, les impacts des chocs de demande et d'offre sur les fondamentaux sont conformes avec le modèle d'offre et de demande globales tandis que la réponse des rendements boursiers réels est compatible avec le modèle de valorisation présente. De plus, un choc d'offre implique une réponse impulsionnelle plus forte des rendements boursiers que de la production réelle, résultat convergent avec ceux de Biswanger (2004a, 2004b) et Fraser et Groenewold (2005). De même, à l'instar de nos résultats, ils mettent en évidence une plus grande sensibilité des rendements boursiers américains aux chocs d'offre relativement aux chocs de demande. En revanche, la moindre importance de la réponse impulsionnelle des rendements du DJIND à un choc de portefeuille comparativement à un

choc d'offre est en contradiction avec leurs conclusions. Cette remarque s'applique également à la France où l'intensité de la réaction des rendements du CAC à des chocs de portefeuille, de demande et d'offre est comparable. Cependant, la décomposition des variances d'erreurs de prévisions montre que pour les Etats Unis et la France, les fluctuations des rendements boursiers proviennent essentiellement des chocs de portefeuille, rejoignant en cela les conclusions de Biswanger (2004a, 2004b) et Fraser et Groenewold (2005). Par ailleurs, la hausse des taux d'intérêt en réponse à un choc de portefeuille peut être le signe d'une tendance de la Banque de France et de la FED à réagir par crainte d'une surévaluation du marché boursier.

Pour L'Allemagne, contrairement aux Etats Unis et à la France, l'influence d'un choc d'offre est plus forte sur la production réelle que sur les rendements du DAX qui sont particulièrement sensibles à un choc de demande. Instantanément, la réponse fortement négative des rendements du DAX à un tel choc relèverait plus d'un phénomène d'exhubérance irrationnelle que du modèle de valorisation présente tandis que l'impact négatif d'un choc d'offre n'admet pas d'explication claire. La méthode de décomposition des variances d'erreurs de prévisions confirme le rôle majeur des chocs de demande dans les fluctuations des rendements du DAX. De plus, le taux d'intérêt allemand, en baisse pendant vingt sept mois puis en hausse, affiche une réaction moins tranchée que les taux d'intérêt français et américain.

Globalement, la dynamique de la réponse des rendements boursiers à un choc monétaire diffère d'un pays à l'autre, les rendements du DAX étant beaucoup plus réactifs à un tel choc que les rendements du DJIND et du CAC. Pour les Etats Unis et la France, un choc de portefeuille influence positivement la sphère réelle et ce dans une proportion plus forte qu'un choc monétaire. Ce résultat milite en faveur de l'hypothèse selon laquelle le marché boursier joue le rôle de canal de transmission des chocs monétaires vers la sphère réelle. En revanche, l'Allemagne affiche une particularité au vu de la baisse durable de la production réelle à l'issue d'un choc

de portefeuille. Ce phénomène peut signaler une tendance à un excès d'optimisme des investisseurs quant au développement du marché boursier d'où une motivation à privilégier l'achat de titres boursiers au détriment du financement de projets d'investissements.

Des interactions indirectes ont également pu émerger entre les variables endogènes. Ainsi, les effets des chocs monétaires, d'offre et de demande sur la production réelle, les prix à la consommation et les rendements boursiers permettent de valider l'hypothèse de "proxy" de Fama (1981) à l'exception des impacts du choc d'offre pour l'Allemagne. De plus, des liens indirects entre la sphère réelle, les marchés boursiers et le marché de change en réponse à des chocs monétaires ont pu être mis en évidence à l'aide du modèle de Gavin (1989). Aux Etats Unis, à l'instar du marché boursier, le marché de change joue un rôle potentiellement important dans la transmission des chocs monétaires vers la sphère réelle. La contribution non négligeable des chocs externes à la variabilité du taux d'intérêt va par ailleurs dans le sens de l'hypothèse selon laquelle la FED est sensible à l'évolution du marché de change. Ce phénomène, moins marqué pour la France, se révèle plus sensible en Allemagne où la réaction de la production réelle à un choc externe est plus durable qu'aux Etats Unis.

Les chapitres deux et trois ont mis en évidence d'une part des interactions entre les volumes de transactions non anticipés, les rendements boursiers et leur volatilité conditionnelle et d'autre part des relations dynamiques entre les rendements boursiers et des chocs fondamentaux et de portefeuille. Une caractéristique commune à ces approches réside dans une évaluation économétrique des modes de transmission directs de chocs vers les rendements boursiers et leurs volatilités. Dans un contexte caractérisé par des phases récurrentes d'excès de volatilité boursière, on peut s'interroger sur le rôle de la volatilité conditionnelle des chocs dans la transmission de leurs effets vers les rendements boursiers. La question est notamment

motivée par des études relevant de la Finance Comportementale qui concluent à la responsabilité de comportements irrationnels dans les excès de volatilité boursière en se focalisant uniquement sur la dynamique des rendements boursiers. Cette interrogation motive l'étude effectuée dans le chapitre quatre qui porte sur l'examen de l'hypothèse d'une transmission indirecte de chocs fondamentaux et non fondamentaux aux rendements boursiers par le biais des volatilités conditionnelles ainsi que sur l'impact des effets directs des chocs et de leur volatilité conditionnelle sur les volumes non anticipés.

Chapitre quatre

Impact de l'incertitude sur la transmission
des chocs fondamentaux et non
fondamentaux vers les marchés boursiers

4 Impact de l'incertitude sur la transmission des chocs fondamentaux et non fondamentaux vers les marchés boursiers

4.1. Introduction

Selon l'hypothèse d'efficience, l'ajustement instantané des prix boursiers aux informations implique l'imprévisibilité des rendements. Dans ce cadre dénué de toute opportunité d'arbitrage non risquée durable, la dynamique de long terme des prix boursiers n'est pilotée que par des facteurs fondamentaux et toute déviation des prix de leur valeur fondamentale est temporaire. Cependant, des études empiriques concluent régulièrement à la prédictibilité des rendements boursiers par le biais de leur autocorrélation positive à court terme ("momentum") et négative à long terme ("mean reversion") (DeBondt et Thaler 1985, Jegadeesh et Titman 1993, Chan et al 1996). Si les prix boursiers semblent sous-réagir à la diffusion de nouvelles ¹, ils peuvent également fortement varier en l'absence de diffusion d'informations publiques de sorte que les variations des fondamentaux ne permettent pas d'expliquer "rationnellement" une part sensible de la volatilité boursière. Les excès de volatilité particulièrement fréquents au cours des années 1990 ont ainsi

¹voir Daniel et al (1998) pour une revue de la littérature sur l'impact de nouvelles spécifiques sur les prix boursiers

motivé la remise en cause de l'aptitude du modèle de valorisation présente à rendre compte de la manifestation de bulles ou de krachs (Shiller 1981 1989 2000).

Dans ce cadre, l'hypothèse selon laquelle la composante permanente des prix boursiers est attribuée à l'influence de facteurs fondamentaux et la composante transitoire à l'impact de facteurs non fondamentaux semble particulièrement forte. En effet, la dérive durable fréquemment observée des prix boursiers de leur valeur fondamentale ne peut généralement être attribuée à l'influence des seuls facteurs fondamentaux. Ce phénomène motive à s'interroger sur la contribution des chocs transitoires à la composante stochastique des prix boursiers. Cette intuition est corroborée par des études qui ont montré que l'hypothèse de marche aléatoire pouvait être rejetée sur une série sujette à des effets de regroupements de volatilité (Kim et Schmidt 1992, Trabelsi 1997). Ce résultat va à l'encontre de l'hypothèse privilégiant les chocs fondamentaux comme source unique du phénomène de marche aléatoire et met en lumière l'impact potentiel de la volatilité conditionnelle des chocs transitoires sur la part permanente des prix boursiers. Plus généralement, on peut se demander si la volatilité conditionnelle de chocs fondamentaux et non fondamentaux peut constituer un canal indirect de transmission des effets des chocs vers les rendements boursiers. De ce fait, l'hypothèse d'une dépendance de leur dynamique de long terme à l'évolution des seuls facteurs fondamentaux semble trop restrictive. Les simulations de Kim et Schmidt (1992) ont été formalisés par Seo (1999) qui a établi la distribution de la statistique de Dickey Fuller en présence d'effets de regroupement de volatilité. Dans ce contexte, l'amplification potentielle de l'impact de chocs sur les rendements boursiers par le biais de leur volatilité conditionnelle offre un ancrage statistique à la critique du modèle de valorisation présente mais sans examiner dans quelle mesure des chocs fondamentaux et non fondamentaux peuvent contribuer aux excès de volatilité. La Finance Comportementale privilégie le rôle des facteurs psychologiques dans l'explication de ce phénomène qui serait

dû au comportement non rationnel des traders. Leur propension à formuler des interprétations erronées d'informations fondamentales et à réagir à des facteurs non fondamentaux impliquerait une déviation des prix boursiers de leur valeur intrinsèque incompatible avec l'hypothèse d'efficience du marché boursier.

Selon Barberis, Shleifer et Vishny (1998), l'excès de volatilité des prix boursiers est dû aux interprétations systématiquement erronées par les investisseurs des nouvelles publiques utilisées pour la formation des anticipations sur les dividendes futurs. Leur modèle repose sur l'hypothèse d'un investisseur persuadé que les résultats des entreprises sont pilotés par un processus oscillant entre un régime "mean reverting" ² et un régime "tendanciel" ³ alors que le véritable processus est une marche aléatoire. Ces croyances engendreraient respectivement des sur-réactions et des sous-réactions des rendements boursiers aux informations publiques. Mais l'information privée peut également jouer un rôle central dans la dynamique des rendements boursiers comme postulé par Daniel et al (1998). Selon eux, les traders privilégient leurs informations privées au détriment des informations publiques lesquelles ne peuvent que renforcer les croyances initiales des agents quant aux implications des informations privées. En conséquence, l'information publique ne génère que des sous-réactions tandis que les informations privées engendrent des sur-réactions. Ces deux approches montrent que les informations publiques comme privées sont susceptibles de s'incorporer graduellement dans les prix boursiers par le biais de facteurs psychologiques générateurs d'excès de volatilité.

De tels comportements sont susceptibles d'engendrer des excès de volatilité du fait de la divergence des opinions entre des traders échangeant sur la base de fondamentaux et des traders motivés par des facteurs non fondamentaux. En microstructure, une relation étroite est postulée entre la volatilité de marché et les

²les chocs de résultats sont susceptibles d'être de signe opposé d'une période à l'autre

³les chocs de résultats sont susceptibles d'être de même signe d'une période à l'autre

volumes de transactions qui sont fréquemment associés à des vecteurs de transmission des informations privées et de l'hétérogénéité des anticipations relative aux informations publiques. Par ailleurs, les résultats de Barberis et al (1998) et Daniel et al (1998) suggèrent une dépendance des volumes de transactions aux rendements passés, hypothèse compatible avec celle d'un lien entre les phases de turbulences boursières et la dynamique des échanges. Les excès de confiance ou de défiance en réaction à des nouvelles semblent propices à une hétérogénéité des opinions et à l'augmentation des volumes de transactions fréquemment observée en période de bulle (Olek et Richardson 2003, Cochrane 2002). Par ailleurs, le "feedback trading" ⁴ implique un rôle central des volumes de transactions dans la transmission de chocs non fondamentaux vers les prix boursiers (Sentana et Wadhvani 1992). Ce phénomène est directement rattaché aux stratégies de type "momentum" qui consistent en l'achat de titres dont les prix montent et la vente de ceux dont les prix baissent.

Le chapitre deux a permis la mise en évidence d'une relation significativement positive entre les volatilités conditionnelles des rendements boursiers et les volumes de transactions non anticipés. Dans le chapitre trois, les rendements boursiers se sont révélés particulièrement réactifs à des chocs d'offre et à des chocs de portefeuille, lesquels sont de nature non fondamentale mais aussi fondamentale dans la mesure où ils peuvent refléter des informations économiques étrangères ou encore l'influence de la prime de risque (Binswanger 2004, Lee 1998). Ces résultats motivent l'orientation du chapitre quatre qui porte sur l'influence de la volatilité conditionnelle des chocs fondamentaux et non fondamentaux sur les rendements boursiers. L'objectif est de mesurer l'importance de la volatilité conditionnelle des chocs comme canaux indirects de transmission comparativement aux effets directs généralement privilégiés. Par ailleurs, cette approche nous conduira à examiner

⁴échanges motivés par la seule observation des rendements passés

la réaction des volumes non anticipés à des chocs fondamentaux et non fondamentaux et ce directement comme indirectement par le biais de leurs volatilités conditionnelles.

L'étude est effectuée en fréquence journalière et porte sur le Dow Jones Industrial (Etats Unis), le CAC40 (France) et le DAX30 (Allemagne) sur la période du 13/04/1993 au 15/12/2003. Les volumes de transactions non anticipés définis dans le chapitre deux représentent une proxy de la dispersion des croyances et de l'information privée tandis que les excess-rendements sont utilisés comme proxy de fondamentaux non directement liés à l'activité économique (Lee 1998). Les excess rendements sont égaux à la différence entre les rendements du Dow Jones et du T-bill 3 mois pour la France et l'Allemagne et à la différence entre les rendements de l'Euro Stoxx50 et du Fibor/Euribor 3 mois pour les Etats Unis ⁵. En premier lieu, nous étudions les caractéristiques statistiques des séries à l'aide du test de racine unitaire de Seo (1999) et nous évaluons dans un cadre univariée l'impact de la volatilité conditionnelle de marché sur la dynamique des rendements boursiers. En particulier, l'influence des volumes non anticipés et des excess rendements sur ce phénomène est analysée à l'aide d'un modèle AR-GARCHM(1,1). Cette étude préalable nous donnera une première indication sur les modes de transmission vers les rendements boursiers des chocs fondamentaux par le biais des excess rendements et des chocs non fondamentaux par l'intermédiaire des volatilités conditionnelles de marché. En second lieu, nous utilisons le modèle SVAR-GARCHM(1,1) proposé par Jorda et Salyer (2003). Cette technique permet d'élaborer dans un cadre multivarié des fonctions de réponses impulsionnelles avec ou sans la présence d'une composante "In mean" afin d'évaluer l'impact de la révision de l'incertitude induite par un choc. La différence entre les fonctions de réponses avec et sans composante in

⁵les taux court terme journaliers correspondent au rapport des taux à 3 mois sur le nombre de jours de transactions dans le trimestre

mean constitue une mesure de l'influence de ce facteur sur la réaction des variables endogènes à un choc.

4.2. Conséquences de l'excès de confiance des investisseurs

4.2.1 Indicateurs de l'irrationalité des comportements

Sur un marché boursier efficient, le modèle de valorisation présente issu d'anticipations rationnelles sur les fondamentaux rend pleinement compte de l'évolution des prix boursiers. Un tel marché n'est animé que par des traders rationnels ou arbitragistes de sorte que la réalisation de gains supérieurs au rendement moyen du marché est impossible ("no free lunch"). Dans ce cadre, les arbitragistes considèrent que toute déviation des prix boursiers de leur valeur fondamentale représente une opportunité de profit non risquée qui est immédiatement saisie. Les arbitragistes peuvent intervenir sans limite de façon à contrer les interventions des traders non rationnels ou "noise" traders dont les échanges sont motivés par des informations non fondamentales. De ce fait, toute dérive des prix boursiers de leur valeur présente disparaît rapidement de sorte que les prix boursiers correspondent généralement à la valeur actualisée des dividendes anticipés.

Cependant, depuis quelques années, il semble que la sur-réaction des prix boursiers à des séries de bonnes ou de mauvaises nouvelles ainsi que leur sous-réaction à des nouvelles publiques isolées telles que les résultats trimestriels représentent les deux grands types d'anomalies fréquemment mises en évidence dans la littérature empirique. Sur un horizon de 1 à 12 mois, les prix boursiers sous-réagissent aux nouvelles dont la lente assimilation induit une autocorrélation positive des rendements

boursiers à court terme (Jegadeesh et Titman 1993, Chan et al 1996). En revanche, sur un horizon de 3 à 5 ans, les prix boursiers tendent à sur-réagir à des séries de nouvelles de même signe (De Bondt 1985, La Porta 1996). En conséquence, les prix boursiers deviennent sur-évalués d'où une diminution des rendements moyens associée à une autocorrélation négative des rendements à long terme. Dans ce cadre, les stratégies arbitragistes peuvent être risquées contrairement à ce qui résulte du concept d'efficience (Shleifer et Vishny 1997). Si des "noise" traders deviennent excessivement pessimistes, par exemple, quant aux perspectives de gains futurs d'une entreprise cotée en bourse, ils vont vendre son titre d'où une baisse de son prix. Sur un marché efficient, l'achat du titre par les arbitragistes suffira à assurer la convergence de son prix vers sa valeur fondamentale. Cependant, ce mécanisme occulte la possibilité d'une accentuation du pessimisme initial des "noise" traders propice à une chute complémentaire du prix boursier. Cette configuration peut conduire les arbitragistes à enregistrer des pertes et à liquider leurs positions d'où une dérive du prix boursier de sa valeur présente. La possibilité de réaliser des profits en exploitant les phénomènes de sur-réaction et de sous-réaction est incompatible avec l'hypothèse d'efficience dans la mesure où ces anomalies sont trop souvent observées pour être considérés comme aléatoires (Barberis et al 1998, Daniel et al 1998).

Globalement, on peut supposer que la valeur fondamentale des titres boursiers fasse l'objet d'un consensus parmi les investisseurs mais qu'ils sont dans le même temps dotés d'opinions divergentes quant à la vitesse de retour des prix boursiers vers leur valeur intrinsèque. Si les croyances communes privilégient une sur-évaluation du marché boursier, les fundamentalistes vont croire à une baisse des prix à court terme tandis que d'autres opérateurs plus optimistes vont privilégier l'hypothèse d'un maintien de la hausse des prix à court terme. Cette coexistence d'agents animés de sentiments hétérogènes implique des échanges issus de l'ex-

exploitation d'informations privées et de la révision régulière des interprétations des nouvelles publiques d'où une incorporation graduelle d'une fraction de leur contenu informationnel dans les prix boursiers.

Les travaux de Barberis, Shleifer et Vishny (1998) permettent de comprendre comment l'observation de nouvelles publiques (dividendes, résultats) peut générer des interprétations déconnectées du contenu informationnel des signaux et engendrer des sur-réactions ou des sous-réactions des prix boursiers. En particulier, leurs résultats suggèrent qu'en présence d'une sur-réaction des investisseurs à des nouvelles publiques, la dérive des prix boursiers est plus durable qu'à l'issue d'une sous-réaction.

4.2.2 Implications des erreurs d'interprétations des nouvelles

Barberis et al (1998) proposent un modèle qui s'inspire des notions de "conservatisme" et de l'"heuristique de représentativité". Ces concepts empruntés à la Psychologie sont cruciaux car ils impliquent que les nouvelles publiques revêtent une composante "intensité" relative à leur contenu "facial" et une composante "informationnelle" relative à leur importance "structurelle". La tendance des investisseurs à surestimer la première composante au détriment de la seconde engendrerait des sur-réactions et des sous-réactions aux annonces selon la nature des croyances en présence. Ces comportements non rationnels déconnectés des fondamentaux seraient sources d'opportunités spéculatives à court terme et d'une dérive persistante des prix boursiers de leur valeur fondamentale.

Le "conservatisme" est susceptible de se manifester lorsque les informations ont une faible composante "intensité" et un fort contenu "informationnel" à l'instar d'annonces isolées de résultats trimestriels. Pour des individus sujets au "conservatisme", le contenu informationnel et l'intensité ou la force de telles nouvelles

leur paraît trop faible et temporaire pour affecter leurs croyances préalables. Dans ce cadre, les individus modifient lentement leurs croyances d'où la propension à une sous-réaction. De ce fait, ils ignorent le pouvoir prédictif potentiel des résultats quant au niveau des résultats futurs, phénomène révélateur d'un excès de confiance des individus dans leur croyance initiale.

Les individus sujets à l'"heuristique de représentativité" réagissent à des informations qui comportent une "intensité" élevée et un contenu informationnel faible. Ces individus croient déceler des "tendances" dans des séquences de données générées aléatoirement. Ainsi, lorsqu'une entreprise présente un historique de résultats en constante augmentation depuis plusieurs années, de tels investisseurs vont conclure que l'histoire passée est représentative des gains potentiels futurs. Autrement dit, si la séquence de résultats positifs est un phénomène qui ne concerne qu'un nombre minoritaire d'entreprises, les investisseurs vont confondre l'entreprise avec celles dont les résultats connaissent depuis peu une forte croissance. Ce processus d'assimilation motive une sur-réaction des individus aux informations qui traduit une sur-évaluation de la valeur de l'entreprise. Ainsi, ces investisseurs privilégient la composante "faciale" des informations pour établir leurs prévisions alors que le contenu "informationnel" de ces nouvelles n'a qu'un faible pouvoir prédictif des résultats futurs. Ainsi, à l'instar du "conservatisme", l'"heuristique de représentativité" induit un excès de confiance des investisseurs en leur propres opinions.

Dans ce contexte, Barberis et al (1998) avancent que les investisseurs commettent systématiquement des erreurs dans leurs interprétations des informations publiques d'où l'apparition d'opportunités d'arbitrages incompatibles avec l'hypothèse d'efficience. L'hypothèse centrale de leur modèle tient à la méconnaissance par les investisseurs de la véritable nature du processus régissant la dynamique

des informations avec, en conséquence, l'émergence de sous-réactions et de sur-réactions à des nouvelles publiques.

Le modèle consiste en un titre boursier ainsi qu'un investisseur neutre au risque et doté d'un taux d'actualisation λ . La totalité des résultats sont versés sous forme de dividendes et le prix d'équilibre soit la valeur fondamentale s'établit comme la valeur présente des résultats futurs (N) prévus par l'investisseur représentatif :

$$P_t = E_t \left\{ \frac{N_{t+1}}{1 + \lambda} + \frac{N_{t+2}}{(1 + \lambda)^2} + \dots \right\} \quad (4.1)$$

où l'évolution des résultats est régie par une marche aléatoire de sorte que $N_t = N_{t-1} + y_t$ où y_t est le choc de résultat en t qui peut prendre les valeurs $+y$ ou $-y$.

L'hypothèse clé est que l'investisseur ne sait pas que le vrai processus pilotant les résultats est une marche aléatoire. Il croit que le monde oscille entre deux états et qu'un modèle distinct pilote les résultats dans chaque état. Lorsque le monde est dans l'état un (E_1), le modèle un détermine les résultats tandis que dans l'état deux (E_2) les résultats sont gouvernés par le modèle deux. L'investisseur croit donc que la valeur de y_t est déterminée par l'un de ces modèles.

Dans le modèle un, qualifié de "mean reverting", les chocs de résultats sont susceptibles d'être de signe opposé d'une période à l'autre, une telle configuration motivant l'investisseur à privilégier l'hypothèse de l'état un. Si un choc de résultat positif survient en t , l'investisseur privilégie l'hypothèse d'un choc négatif en $t+1$. Si le choc en $t+1$ est négatif, le rendement réalisé est faible puisque l'événement a été anticipé par l'investisseur. Si le choc est positif, le rendement réalisé est élevé car le signe du choc n'a pas été anticipé. De la même façon, le rendement moyen réalisé après un choc négatif en t est négatif. Ce cas traduit une sous-réaction assimilée au "conservatisme" qui implique que le rendement moyen de l'action de l'entreprise dans la période suivant une annonce de résultats positifs est supérieur

au rendement moyen suivant une annonce de mauvaises nouvelles. Formellement, ce phénomène se traduit par l'expression suivante :

$$E(r_{t+1}/y_t = +y) > E(r_{t+1}/y_t = -y) \quad (4.2)$$

En revanche, dans le modèle deux, qualifié de "tendancier", les chocs de résultats sont attendus de même signe entre deux dates de sorte que si cet événement se réalise, l'investisseur privilégiera l'hypothèse de l'état deux. Supposons l'observation d'une série de résultats positifs qui motive l'investisseur à anticiper la continuité du phénomène en $t+1$. Si les résultats s'accroissent en $t+1$, le rendement ne sera pas élevé puisque la hausse des résultats aura été anticipée par l'investisseur. Si les résultats baissent, les rendements seront fortement négatifs du fait de l'excès d'optimisme préalable de l'investisseur. Ce cas traduit une sur-réaction associée à l'"heuristique de représentativité" telle que le rendement moyen réalisé après une série de chocs positifs est donc attendu négatif alors que, symétriquement, le rendement moyen à l'issue d'une série de chocs négatifs est attendu positif. Formellement, la sur-réaction peut être représentée come suit :

$$E(r_{t+1}/y_t = y_{t-1} = \dots = y_{t-j} = +y) < E(r_{t+1}/y_t = y_{t-1} = \dots = y_{t-j} = -y) \quad (4.3)$$

La seule différence entre les deux modèles réside dans les probabilités de transition quant aux signes des résultats. Formellement, les matrices de transition de chaque modèle s'établissent comme suit :

Modèle un	$y_{t+1} = y$	$y_{t+1} = -y$	Modèle deux	$y_{t+1} = y$	$y_{t+1} = -y$	
	$y_t = y$	π_L	$1 - \pi_L$	$y_t = y$	π_H	$1 - \pi_H$
	$y_t = -y$	$1 - \pi_L$	π_L	$y_t = -y$	$1 - \pi_H$	π_H

où $0 \leq \pi_L < 0,5$ et $0,5 \leq \pi_H \leq 1$. Ainsi, le modèle un se caractérise par une probabilité forte ($1 - \pi_L$) qu'un choc de résultat positif soit suivi par un choc de résultat négatif alors que le modèle deux se caractérise par une probabilité forte

(π_H) qu'un choc de résultat positif soit suivi par un choc de résultat positif. L'investisseur pense connaître les valeurs de π_L et π_H ainsi que la nature du processus régissant les changements de régime soit le passage d'un modèle à un autre. Les probabilités de transition d'un état à un autre s'établissent comme suit :

$$\begin{array}{rcc}
 E_{t+1} = 1 & E_{t+1} = 2 & \\
 E_t = 1 & 1 - \lambda_1 & \lambda_1 \\
 E_{t+1} = 2 & \lambda_2 & 1 - \lambda_2
 \end{array}$$

Si $E_t = 1$, le premier régime est validé et les chocs de résultats à l'instant t y_t sont générés par le modèle un. De la même façon, si $E_t = 2$, le second régime est validé et les chocs de résultats à l'instant t y_t sont générés par le modèle deux. Les paramètres λ_1 et λ_2 déterminent les probabilités de transition d'un régime vers l'autre et sont par hypothèse faibles de sorte que la transition d'un régime vers l'autre est rare.

Dans ce contexte, l'investisseur tente de déceler lequel des deux modèles pilote à tout instant l'évolution des résultats. Si l'investisseur connaissait la vraie nature du processus, alors $E_t(N_{t+j}) = N_t$ et $P_t = N_t/\lambda$. Ainsi, l'investisseur établirait à tout instant que le prix de l'action est égal à la valorisation présente des dividendes anticipés selon la méthode Forward-Looking. Cependant, la croyance en la présence d'un régime "mean reverting" ou "tendanciel" va conduire l'investisseur à établir des prévisions de résultats non rationnelles qui vont se traduire par une sur-réaction ou une sous-réaction des prix boursiers. Pour cela, il observe le choc de résultat y_t à chaque instant t et calcule la probabilité q_t que y_t soit généré par le modèle un.

Si le choc y_{t+1} est de même signe que le choc y_t alors l'investisseur va déterminer q_{t+1} telle que $q_{t+1} < q_t$. Ainsi, l'investisseur privilégie la présence du modèle deux lorsque plusieurs chocs de résultats consécutifs sont de même signe. Si le choc en $t+1$ est de signe opposé au choc en t , $q_{t+1} > q_t$ de sorte que l'investisseur privilégie la présence du modèle un.

Ces tendances permettent de formaliser la composante fondamentale et non fondamentale d'un prix boursier :

$$P_t = \frac{N_t}{\lambda} + y_t(p_1 - p_2q_t) \quad (4.4)$$

où p_1 et p_2 sont des constantes qui dépendent des probabilités de transition entre les deux régimes. Le second terme $y_t(p_1 - p_2q_t)$ formalise la déviation du prix boursier de sa valeur fondamentale.

Supposons que $y_t > 0$ engendre une sous-réaction de sorte qu'en moyenne, le prix ne réagit pas suffisamment au choc et qu'il se maintient en-dessous de sa valeur fondamentale. De ce fait, en moyenne, $y_t(p_1 - p_2q_t)$ doit être négatif. Si q_μ représente la valeur moyenne de q_t , ceci implique que $p_1 < p_2q_\mu$. Autrement dit, p_1 ne doit pas être trop grand comparativement à p_2 .

A l'opposé, supposons que $y_t > 0$ engendre une sur-réaction du prix boursier. Après une série de chocs de même signe, la valeur de q_t doit être faible du fait de l'importance accordée au modèle deux. Si l'on note q_{faible} la valeur moyenne de q_t alors une sur-réaction nécessite que $y_t(p_1 - p_2q_t)$ soit positif donc qu'en moyenne, $p_1 > p_2q_{faible}$. Autrement dit, p_1 ne doit pas être trop petit comparativement à p_2 .

Sur les marchés financiers, les analystes et les investisseurs génèrent de l'information par le biais d'enquêtes réalisées auprès de managers, la vérification de rumeurs ou encore l'examen de rapports financiers. Dans ce contexte, Daniel et al (1998) postulent que les investisseurs font preuve d'un excès de confiance dans leur capacité à interpréter ces informations qu'ils privilégient au détriment des informations publiques. En conséquence, ils sur-estiment la précision des signaux générés par des informations privées et sous-estiment l'importance des signaux véhiculés par les informations publiques. Selon Daniel et al, ce phénomène est d'autant plus marqué que les événements qui confirment les croyances individuelles renforcent

l'excès de confiance initial des investisseurs tandis que les événements qui vont à l'encontre de ces convictions n'affectent que faiblement cet excès de confiance.

4.2.3 Influence de l'information privée

Daniel et al (1998) proposent un modèle reposant sur la confrontation entre des agents informés (I) et des agents non informés (NI) dotés d'un titre non risqué et d'un titre boursier. Ce dernier génère une valeur terminale θ supposée normalement distribuée de moyenne $\bar{\theta}$ et de variance σ_θ^2 . Dans un premier temps, le niveau de confiance des agents I quant la qualité de leurs informations privées est supposé fixe.

A la date 0, les agents sont dotés de croyances individuelles identiques. A la date 1, les agents I reçoivent un signal privé stochastique quant à la valeur fondamentale du titre risqué et échangent avec les agents NI qui ne captent pas le signal. Le signal privé reçu s_1 est :

$$s_1 = \theta + \varepsilon \tag{4.5}$$

où $\varepsilon \rightarrow N(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Les agents NI interprètent correctement la variance de l'erreur tandis que l'excès de confiance des agents I les conduit à privilégier une valeur $\sigma_c^2 < \sigma_\theta^2$. Daniel et al montrent que l'excès de confiance des agents I dans le signal $\theta + \varepsilon$ génère une sur-réaction du prix boursier à cette nouvelle information. En conséquence, dans le cas d'un signal privé positif, le prix espéré à la date 1 est supérieur à la valeur fondamentale soit $P_1 > \theta$ tandis que $P_1 < \theta$ à l'issue d'un signal privé négatif.

A la date 2, un signal public stochastique s_2 survient et engendre de nouveaux échanges :

$$s_2 = \theta + \eta \tag{4.6}$$

où l'erreur $\eta \rightarrow N(0, \sigma_p^2)$ et est indépendant de θ et de ε . La variance σ_p^2 est correctement estimée par tous les agents. Dans ce cas, la survenance du signal public stochastique permet une correction partielle de la déviation inefficente du prix boursier à la date 1. Dans le cas d'un signal privé positif, $P_1 > P_2 > \theta$ alors qu'en réaction à un signal privé négatif, $P_1 < P_2 < \theta$. Les phases de sur-réaction et de correction partielle impliquent que la covariance entre les rendements à la date 2 et les rendements à la date 1 notée $COV(P_2 - P_1, P_1 - P_0)$ est négative.

Enfin, la date 3 correspond à l'arrivée de nouveaux signaux publics qui assurent la convergence du prix espéré du titre risqué vers sa valeur fondamentale θ . Dans ce cas, la covariance entre les rendements à la date 3 et les rendements à la date 2 $COV(P_3 - P_2, P_2 - P_1)$ est négative

En complément, Daniel et al supposent que le niveau de confiance des agents I dans la qualité de leurs informations privées s'accroît à la suite d'événements confirmant leurs croyances initiales et diminue faiblement en réaction à des événements infirmant ces convictions. En conséquence, l'excès de confiance initial demeure valide de sorte que $\sigma_c^2 < \sigma_\theta^2$. Dorénavant, Daniel et al supposent qu'à la date 2, la précision évaluée par les agents I quant aux informations privées captées à la date 1 est influencée par la survenance d'un signal public. Si $signe(\theta + \varepsilon) = signe(s_2)$, la confiance des agents I s'accroît de sorte que leur évaluation de la variance du signal privé diminue pour atteindre $\sigma_c^2 - k$ avec $0 < k < \sigma_c^2$. En revanche, si $signe(\theta + \varepsilon) \neq signe(s_2)$, le niveau de confiance initial reste constant de sorte que la variance du signal privé demeure égale à σ_c^2 .

Daniel et al montrent qu'à la date 2, un signal public positif associé à un signal privé positif capté à la date 1 engendre un prix P_2 supérieur au prix atteint sur la base d'un niveau de confiance fixe. De ce fait, $COV(P_2 - P_1, P_1 - P_0) > 0$. En d'autres termes, l'amplification de la sur-réaction se traduit par une autocorrélation

positive des rendements à court terme ("momentum"). La phase de correction n'émerge qu'à la date 3 en réaction à un nouveau signal public d'où $COV(P_3 - P_2, P_2 - P_1) < 0$ et $COV(P_3 - P_1, P_1 - P_0) < 0$ soit une autocorrélation négative des rendements à long terme.

Ce résultat va à l'encontre de l'association fréquente de la sous-réaction à l'autocorrélation positive à court terme des rendements boursiers et de la sur-réaction à l'autocorrélation négative à long terme des rendements boursiers.

Les travaux de Barberis et al (1998) et Daniel et al (1998) montrent que des chocs fondamentaux et non fondamentaux peuvent engendrer une déviation des prix boursiers de leur valeur fondamentale propice à des excès de volatilité difficilement compatibles avec l'hypothèse d'efficience. Généralement, les évaluations empiriques des mécanismes de sur-réaction et de sous-réaction privilégient l'examen de la seule dynamique des rendements boursiers (DeBondt et Thaler 1985, Chan et al 1996, Chan 2003). En conséquence, ces analyses ne rendent pas compte directement des répercussions de tels phénomènes sur la volatilité des rendements boursiers. La prise en compte de la volatilité conditionnelle de chocs fondamentaux et non fondamentaux peut pallier cette carence dans la mesure où la divergence des opinions joue un rôle clé dans les excès de réaction des prix boursiers. De ce fait, la révision de l'incertitude induite par un choc peut engendrer un effet indirect propice à une amplification de la réponse des rendements boursiers. De plus, dans un cadre où une relation positive est régulièrement postulée entre la volatilité de marché et les volumes de transactions, cette variable doit être considérée comme un canal alternatif de transmission de chocs fondamentaux et non fondamentaux vers les rendements boursiers.

4.3. Impact de l'incertitude sur la transmission des chocs

4.3.1 Emergence de la non stationnarité conjoncturelle

Généralement, on attribue aux chocs fondamentaux la responsabilité des mouvements de long terme persistants des prix boursiers tandis que les chocs non fondamentaux seraient à l'origine de mouvements de court terme temporaires. Dans ce cadre, la non stationnarité des prix boursiers est supposée être de nature exclusivement structurelle puisqu'engendrée par des chocs d'offre censés rendre compte des changements permanents dans l'activité économique. Les tests de racine unitaire les plus courants (Dickey Fuller, Dickey Fuller Augmenté, Phillips Perron, ...) reposent sur cette hypothèse qui occulte la possibilité d'une influence des chocs transitoires sur la non stationnarité structurelle par l'intermédiaire de la volatilité de marché. Pourtant, les travaux de Kim et Schmidt (1992) et surtout de Seo (1999) motivent à privilégier cette hypothèse dont la validité implique une remise en cause des méthodes d'évaluation des prix boursiers assises sur l'utilisation du modèle de valorisation présente.

Dans un premier temps, nous montrerons par le biais des résultats de Kim et Schmidt (1992) que sous certaines conditions, la présence d'effets ARCH engendre un risque d'erreur important sur la conclusion à la présence ou non d'une racine unitaire dans la dynamique de long terme des séries économiques et financières. Dans un second temps, nous examinerons l'apport du test de Seo (1999) qui a déterminé la distribution asymptotique de la statistique du test de racine unitaire de Dickey Fuller Augmenté en présence d'effets ARCH et proposa des tables de valeurs critiques fonction de l'intensité du phénomène ARCH. Cette approche a

permis de mettre en lumière la possibilité d'une non stationnarité conjoncturelle liée à la persistance de la volatilité qui peut conditionner les conclusions relatives à la présence ou non d'une non stationnarité structurelle.

Conséquences des effets ARCH

Dans la littérature économétrique empirique, certains travaux (Pantula-1986, Diebold et Nerlove-1990...) convergent vers la conclusion que les tests de Dickey-Fuller sont asymptotiquement robustes en présence d'effets ARCH. Ces auteurs postulent que cette robustesse asymptotique est conditionnée par des perturbations non dégénérées et non intégrées ⁶. Kim et Schmidt (1992) mettent en cause cette hypothèse dans le cadre de l'analyse de la qualité du test de Dickey Fuller en présence d'une variance conditionnelle GARCH(1,1) engendrée par un processus quasi-dégénéré et quasi-intégré.

Formellement, pour un échantillon de taille T , les auteurs considèrent les tests de Dickey-Fuller fondés sur les deux régressions suivantes pour la série X_t avec $t \in [1, T]$:

$$X_t = \phi_0 + \phi X_{t-1} + \epsilon_t \quad (4.7)$$

$$X_t = \phi_0 + \phi X_{t-1} + \delta t + \epsilon_t \quad (4.8)$$

avec ϵ_t le terme d'erreur dans la régression de Dickey-Fuller et h_t sa variance conditionnelle définie par le processus GARCH(1,1) suivant :

$$h_t = w + \alpha \epsilon_t^2 + \beta h_{t-1} \quad (4.9)$$

Les hypothèses nulles de racine unitaire et alternative sont respectivement :

$$H_0 : \phi = 1 \quad \text{et} \quad H_1 : |\phi| < 1.$$

⁶La dégénérescence correspond au cas où la constante du GARCH(1,1) est nulle tandis que l'intégration signifie que la somme des paramètres ARCH et GARCH est égale à un

Les statistiques $\hat{\rho}_\mu$ et $\hat{\rho}_\tau$ sont basées sur la statistique $T(\hat{\phi}-1)$ avec $\hat{\phi}$ l'estimateur MCO de ϕ respectivement dans les régressions (a) et (b). Les statistiques $\hat{\tau}_\mu$ et $\hat{\tau}_\tau$ sont issues des "t-stats" pour l'hypothèse $\phi = 1$ respectivement dans les régressions (a) et (b).

Dans ce cadre, Kim et Schmidt ont effectué des simulations en faisant varier les paramètres w , α , β et T . Ils supposent que la variance non conditionnelle h_0 est égale à un de sorte que $w = h_0(1 - \alpha - \beta)$. Précisément, ils ont analysé les cas où les valeurs de w et $\alpha + \beta$ sont respectivement proches de zéro et de un. Autrement dit, ils ont considéré un processus quasi-IGARCH afin d'analyser les résultats du test de Dickey-Fuller.

En premier lieu, ils ont supposé que le processus GARCH est dégénéré et intégré. Leurs simulations révèlent que la proportion de rejets de l'hypothèse nulle au seuil de 5% augmente avec la taille de l'échantillon T . Ainsi, pour $T = 100$, $(w, \alpha, \beta) = (0, 0,3, 0,7)$, les proportions de rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire sont de 0,29, 0,24, 0,41 et 0,35 pour respectivement les statistiques $\hat{\rho}_\mu$, $\hat{\rho}_\tau$, $\hat{\tau}_\mu$ et $\hat{\tau}_\tau$ alors qu'elles sont de l'ordre de 0,94, 0,89, 0,96 et 0,93 pour $T = 1000$. Ces résultats infirment la conclusion de Pantula ainsi que Diebold et Nerlove selon laquelle les tests de Dickey-Fuller sont asymptotiquement robustes en présence d'effets ARCH. La question est de savoir si la "défaillance" des tests de Dickey-Fuller provient du fait que le processus GARCH soit dégénéré ou intégré. Afin d'y répondre, Kim et Schmidt ont étudié les cas selon lesquels d'une part $(\alpha, \beta) = (0,3, 0,7)$ et $w = (0, 0,01, 1, 100)$ et d'autre part $(\alpha, \beta) = (0,3, 0,6), (0,3, 0,65), (0,3, 0,7)$ et $w = 0,01$. Pour le premier cas, il ressort que la proportion de rejets pour les quatre statistiques est plus importante pour le cas dégénéré tout en augmentant avec la taille de l'échantillon ce qui suggère que la source du rejet découle de la dégénérescence. En revanche, le second cas révèle que la proportion de rejets reste faible quel que soit le degré d'intégration et la taille de l'échantillon ce qui confirme

que la dégénérescence est particulièrement à l'origine du "sur-rejet" de l'hypothèse nulle.

Comme la variance non conditionnelle est égale à $w/(1-\alpha-\beta)$, on peut s'attendre à ce que w tende vers zéro lorsque $\alpha+\beta$ tend vers un et réciproquement, de sorte que la variance non conditionnelle n'est ni trop petite ni trop grande. Ainsi, le lien entre la dégénérescence et l'intégration permet de contourner le problème lié au fait que la variance conditionnelle d'un processus IGARCH est infinie.

Dans le prolongement de ces analyses, Seo (1999) évalua la distribution asymptotique de la statistique du test de racine unitaire de Dickey Fuller Augmenté en présence d'effets ARCH et proposa des tables de valeurs critiques fonction de l'intensité du phénomène ARCH.

Détection de la non stationnarité conjoncturelle

La procédure de Seo permet d'établir les propriétés statistiques de la composante transitoire du processus générant la série et de définir un nouveau concept de stationnarité lié aux structures des différentes composantes. Autrement dit, ce test est axé sur la détection d'une non stationnarité dans la moyenne conditionnelle et dans la variance conditionnelle modélisée au moyen d'un GARCH(P,Q).

Le test est réalisé sur des séries détrendisées afin de rendre le test invariant aux tendances.

Soit \tilde{y}_t une série détrendisée telle que :

$$\tilde{y}_t = y_t - k_t' \hat{\delta}_{mco} \quad (4.10)$$

Si $k_t = 0$, la série n'est pas retraitée.

Si $k_t = 1$, le modèle contient une constante.

Si $k_t = (1,t)$, le modèle contient une constante et un trend.

Le modèle de référence est :

$$\Delta \tilde{y}_t = \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.11)$$

ε_t vérifie $E(\varepsilon_t / \underline{\varepsilon}_{t-1}) = 0$ et $E(\varepsilon_t^2 / \underline{\varepsilon}_{t-1}) = h_t$ avec ε_{t-1} l'ensemble d'informations disponible à l'instant t .

L'équation de la variance h_t s'écrit sous la forme d'un GARCH(P,Q) :

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} \quad \beta(L)h_t = \phi(L)\varepsilon_t \quad (4.12)$$

L'hypothèse testée est $H_0 : |\alpha| = 0$ contre $H_1 : |\alpha| < 0$. Sous H_0 , Seo montre que la distribution asymptotique de la statistique de test τ , égale à $n\hat{\alpha} / \sqrt{\text{Var}(n\hat{\alpha})}$, est donnée par :

$$\tau \rightarrow \frac{\rho \int_0^1 B_1 dB_1 + \sqrt{1-\rho^2} \int_0^1 B_2 dB_2}{\sqrt{\int_0^1 B_1^2 ds}} \quad (4.13)$$

avec B_1 et B_2 respectivement processus brownien et carré de $W[\cdot]$

Le coefficient ρ qui traduit l'ampleur de l'effet GARCH est défini comme suit :

$$\rho = \frac{1}{(k-1)A(\pi, \varphi) + h/\lambda^2} \quad (4.14)$$

$$\text{avec} \quad k = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left(\frac{\hat{\varepsilon}_t}{\sqrt{h}} \right)^4, \quad h = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n h_t$$

$$\lambda^2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left(\frac{1}{h_t} \right)^{-1}, \quad A(\pi, \varphi) = \lim_{m \rightarrow +\infty} \sum_{i=1}^m \pi_i \varphi_i^2$$

π_i représente les coefficients du polynôme MA suivant :

$$\pi(L) = \Phi(L)/\beta(L) \quad (4.15)$$

$$\text{avec} \quad \varphi_i^2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left(\frac{h \hat{\varepsilon}_{t-i}^2}{h_t^2} \right) \quad \text{pour tout } j > 1$$

Plus l'effet GARCH est important, plus ρ est faible de sorte que lorsque ρ tend vers 1, la distribution asymptotique de la statistique τ converge vers celle de Dickey-Fuller. La distribution asymptotique devient :

$$\tau \rightarrow \frac{\rho \int_0^1 B_1 dB_1}{\sqrt{\int_0^1 B_1^2 ds}} \quad (4.16)$$

Seo a établi des valeurs critiques pour chaque méthode de détrendisation de la série brute au moyen de la méthode de Monte Carlo employée pour différentes valeurs de ρ .

L'approche de Seo implique quatre types possibles de non stationnarité.

Premièrement, l'hypothèse de racine unitaire (moyenne conditionnelle) est acceptée mais la présence d'un phénomène IGARCH est rejetée. La non stationnarité est structurelle et la série se décompose donc de façon classique dans le sens où elle revêt une composante stochastique et une composante transitoire stationnaire de sorte que les mouvements de long terme sont plus persistants que ceux de court terme. Economiquement, la dynamique de la variable est engendrée par les chocs d'offre qui affectent la composante permanente. En revanche, les chocs transitoires tels les chocs de demande affectent la composante de court terme sans rendre compte de l'évolution de l'activité car ils sont dominés par les chocs permanents. Dans ce cas, les fluctuations ne sont pas envisagées comme une déviation par rapport au trend mais comme des variations de l'agrégat lui-même.

Deuxièmement, l'hypothèse de racine unitaire est rejetée mais la présence d'un phénomène IGARCH est validée. Dans ce cas, la non stationnarité est conjoncturelle de sorte que la dynamique économique ne relève pas de chocs permanents mais est issue de la volatilité des chocs. A l'instar des séries Difference Stationary (DS), les séries sont caractérisées par une non stationnarité stochastique autrement dit par une accumulation de chocs dont l'effet persiste. Toutefois, contrairement aux processus DS, la persistance se manifeste différemment. En effet, si un choc à

l'instant t voit ses effets s'amoinrir, l'économie subira un autre choc en $t+1$ avant que les effets du premier n'aient complètement disparu. Ainsi, le choc en $t+1$ sera amplifié par les effets résiduels du précédent. De ce fait, les mouvements de court terme sont plus persistants que les mouvements de long terme.

Troisièmement, l'hypothèse de racine unitaire et la présence d'un phénomène IGARCH sont validées ce qui traduit une non stationnarité structurelle et conjoncturelle. La série comporte donc une composante stochastique et une composante transitoire non stationnaire. Les fluctuations consistent à la fois en des variations de la variable elle-même et en des déviations par rapport au trend.

Enfin, l'hypothèse de racine unitaire ainsi que la présence d'un phénomène IGARCH peuvent être rejetées. Cette hypothèse, où la série comporte une tendance déterministe et une composante transitoire stationnaire est la moins probable du fait de la validation très régulière du caractère non stationnaire de nombreuses séries économiques et financières.

Ces résultats conduisent à supposer qu'une non stationnarité structurelle peut provenir de chocs fondamentaux mais également de chocs non fondamentaux par l'intermédiaire de la volatilité conditionnelle soumis aux chocs transitoires. En d'autres termes, une décomposition des prix boursiers doit tenir compte de la contribution potentielle de chocs non fondamentaux à la composante fondamentale, conclusion capitale dans un contexte où l'utilisation du modèle de valorisation présente ne permet généralement pas de rendre compte pleinement de l'évolution observée des prix boursiers. Par extension, on peut s'interroger sur l'impact des fondamentaux par le biais de la volatilité de marché sur la non stationnarité structurelle.

Application du test de Seo

Les tests de racine unitaire effectués dans le chapitre deux nous conduisent à privilégier le modèle sans constante et sans trend pour les indices boursiers et le modèle avec constante et avec trend pour les volumes bruts de transactions. En complément, le test de Seo est appliqué aux excess rendements utilisés comme proxy de fondamentaux non liés directement à l'activité économique mais issus, par exemple, de changement des primes de risque domestique et/ou globale. Les résultats obtenus dans le chapitre deux nous conduisent à modéliser les variances conditionnelles à l'aide d'un GARCH(1,1) de façon à capturer la corrélation sérielle des innovations au carré jusqu'à un nombre de retards élevé. Les estimations obtenues sur les indices boursiers sont rassemblées dans le tableau 4.1 tandis que celles relatives aux volumes non anticipés figurent dans le tableau 4.2 :

Test	Modèle	Coefficients	CAC40	DAX30	DJIND
Seo	ni constante ni trend	$\alpha_{ar(k)}$	1.51**	2.86**	3.78**
		w_{garch}	0.051**	0.0384**	0.012**
		α_{garch}	0.0749**	0.102**	0.096**
		β_{garch}	0.899**	0.882**	0.898**
		$(\alpha + \beta)_{garch}$	0.974	0.984*	0.994**
		$\chi(1)$	8.35	5.70	0.76
		ρ	0.71	0.64	0.62

** : significatif à 5% * : significatif à 1%

TAB. 4.1 – Tests de Seo sur les indices boursiers

Pour l'ensemble des indices boursiers, l'hypothèse de racine unitaire n'est pas rejetée tandis que les coefficients ARCH et GARCH révèlent un phénomène de persistance statistiquement significatif hormis pour le CAC malgré une somme de coefficients ARCH et GARCH égale à 0.974. En d'autres termes, on ne peut rejeter l'hypothèse de non stationnarité structurelle et conjoncturelle sur les indices

Test	Modèle	Coefficients	CAC40	DAX30	DJIND
Seo	cste et trend	$\alpha_{ar(k)}$	-8.80	-2.91**	-3.49
		w_{garch}	0.016**	0.021**	0.008*
		α_{garch}	0.098**	0.268	0.130**
		β_{garch}	0.741**	0.602**	0.738**
		$(\alpha + \beta)_{\text{garch}}$	0.870**	0.854**	0.868**
		$\chi(1)$	3.66	1.76	2.769
		ρ	0.66	0.702	0.66

** : significatif à 5%

TAB. 4.2 – Tests de Seo sur les volumes non anticipés

boursiers à l'exception du CAC qui affiche une stationnarité structurelle associée à une volatilité quasi-persistante.

En revanche, les volumes de transactions ressortent comme des processus Trend Stationary (TS) animés d'une volatilité statistiquement persistante. En particulier, nous concluons à un processus TS pour les volumes du DAX car la statistique de Seo ne nous semble pas suffisamment faible pour conclure sans ambiguïté au non rejet de l'hypothèse de racine unitaire.

Enfin, les excess rendements manifestent une stationnarité structurelle associée à une non stationnarité conjoncturelle comme révélé par le tableau 4.3 :

Les conclusions du test de Seo n'infirmant pas les résultats des tests appliqués dans le chapitre deux puisque la mise en évidence généralisée de volatilités conditionnelles persistantes n'implique pas l'élimination de la racine unitaire sur les indices boursiers et de la tendance sur les volumes de transactions. En d'autres termes, la dynamique de long terme de ces séries ne s'explique pas par la persistance ou quasi-persistance des volatilités conditionnelles associées. En revanche, le test de Seo conduit à se demander si les volatilités conditionnelles des chocs peuvent contribuer à la dynamique de long terme des rendements boursiers, et ce

Test	Modèle	Coefficients	Euro	DJIND
Seo	cste et trend	$\alpha_{ar(k)}$	-26.48	-23.84
		w_{garch}	0.014**	0.011**
		α_{garch}	0.079**	0.081
		β_{garch}	0.915**	0.913**
		$(\alpha + \beta)_{\text{garch}}$	0.994**	0.994**
		$\chi(1)$	1.99	0.77
		ρ	0.62	0.60

** : significatif à 5%

TAB. 4.3 – Tests de Seo sur les excess rendements

dans un contexte où les relations entre d'une part les volumes de transactions et la volatilité de marché et d'autre part entre ce facteur et les excess rendements semblent particulièrement étroites.

Les volumes de transactions réagissent potentiellement à des chocs fondamentaux et non fondamentaux (noise trading) tandis que les excess rendements sont assimilés à une proxy des fondamentaux non liés à l'activité économique. Une première analyse univariée reposant sur un modèle GARCHM(1,1) permettra d'examiner la contribution des excess-rendements passés et des volumes non anticipés courants à une relation éventuelle entre les rendements boursiers et leur volatilité conditionnelle. En second lieu, nous effectuons une évaluation multivariée des interactions entre les rendements boursiers, les volumes non anticipés et les excess rendements à l'aide du modèle SVAR-GARCHM(1,1) proposé par Jorda et Salyer (2003). La détermination de fonctions de réponses impulsionnelles permet de mesurer l'importance de la volatilité conditionnelle comme canal de transmission des chocs vers les rendements boursiers. En particulier, nous serons en mesure d'examiner si la révision des incertitudes émerge dès qu'un choc est différent de zéro ou bien si ce phénomène est conditionné par un seuil de choc minimal. Cette technique permettra également d'apporter un éclairage sur la sensibilité des volumes non an-

icipés aux effets directs des chocs fondamentaux et boursiers comparativement aux effets de leur volatilité conditionnelle.

4.3.2 Impact de la prime de risque

L'impact des volumes non anticipés et des excess rendements sur la relation relation rendement/risque est évalué à l'aide du modèle GARCHM(1,1) augmenté suivant :

$$R_t = aR_{t-1} + \lambda\sqrt{h_t} + \gamma excess_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.17)$$

$$\varepsilon_t / I_{t-1} \sim N(0, h_t)$$

$$h_t = w + \alpha\varepsilon_{t-1} + \beta h_{t-1} + \Gamma volume_t^{NA} \quad (4.18)$$

où λ représente le coefficient d'aversion au risque.

Dans l'optique d'évaluer la contribution de chaque variable à la relation rendement/risque, un modèle GARCHM(1,1) benchmark est tout d'abord estimé préalablement à l'inclusion de chaque variable dans l'analyse.

Les estimations sont reportées dans les tableaux 4.4 (DJIND), 4.5 (CAC40) et 4.6 (DAX30) :

Coeff.	GARCHM(1,1)	GARCHM(1,1) augmenté	GARCHM(1,1) augmenté
a	0.024 (1.15)	0.026 (1.25)	0.021 (0.92)
λ	0.082** (4.37)	0.082** (4.39)	0.083** (4.41)
γ	— —	— —	0.009 (0.50)
w	0.011** (2.80)	0.012** (3.06)	0.012** (3.07)
α	0.094** (5.19)	0.097** (5.38)	0.097** (5.38)
β	0.901** (57.06)	0.898** (57.21)	0.898** (57.30)
Γ	— —	0.0898* (1.89)	0.086* (1.87)
$\alpha + \beta$	0.995	0.995	0.995

** : significatif à 5% * : significatif à 10%

TAB. 4.4 – DJIND

Coeff.	GARCHM(1,1)	GARCHM(1,1) augmenté	GARCHM(1,1) augmenté
a	0.022 (1.10)	0.023 (1.20)	-0.076** (-3.67)
λ	0.042** (2.20)	0.041** (2.16)	0.045** (2.35)
γ	— —	— —	0.34** (12.75)
w	0.022** (3.26)	0.028** (3.34)	0.023** (3.20)
α	0.062** (5.28)	0.067** (5.33)	0.063** (5.43)
β	0.926** (74.27)	0.919** (66.40)	0.925** (72.00)
Γ	— —	0.196** (3.35)	0.151** (2.87)
$\alpha + \beta$	0.988	0.986	0.988

** : significatif à 5%

TAB. 4.5 – CAC40

Coeff.	GARCHM(1,1)	GARCHM(1,1)	GARCHM(1,1)
		augmenté	augmenté
a	-0.005 (-0.23)	-0.008 (-0.407)	-0.128** (-6.09)
λ	0.061** (3.25)	0.061** (3.30)	0.024 (1.51)
γ	— —	— —	0.430** (12.95)
w	0.028** (2.63)	0.028** (3.38)	0.113** (6.83)
α	0.10** (6.76)	0.100** (7.03)	0.116** (7.24)
β	0.889** (55)	0.888** (61.95)	0.868** (53.604)
Γ	— —	0.152** (2.08)	0.358 (1.404)
$\alpha + \beta$	0.989	0.988	0.984

** : significatif à 5% * : significatif à 10%

TAB. 4.6 – DAX30

Les résultats montrent que le coefficient d'aversion au risque est significatif pour les trois indices boursiers, conclusion en accord avec l'hypothèse d'une relation positive entre la volatilité de marché et le niveau de rendement exigé. L'inclusion du volume non anticipé dans l'équation de la volatilité conditionnelle(Γ) révèle l'existence d'un effet direct et significativement positif du volume non anticipé sur cette dernière pour le CAC40 (0.196) et le DAX30 (0.152). En revanche, sur le Dow Jones, le phénomène est moins marqué avec un coefficient du volume non anticipé seulement significatif au seuil de 10% (0.0898). Par ailleurs, la stabilité des coefficients d'aversion au risque implique que les volumes non anticipés n'influencent pas la relations rendement/risque.

L'introduction des excess-rendements du Dow Jones retardés de un jour dans l'équation de la moyenne conditionnelle des rendements du CAC40 et du DAX30 (γ) fait ressortir une relation très significativement positive entre les rendements et les excess-rendements passés puisque les coefficients prennent des valeurs respectives de 0.34 et 0.43. Sur le CAC40, la stabilité du coefficient d'aversion au risque montre que ces derniers exercent un effet direct sur les rendements européens mais sans expliquer la prime de risque. En revanche, le coefficient d'aversion au risque sur le DAX30 devient non significatif (0.024) ce qui montre que les excess-rendements du Dow Jones passés expliquent fortement la prime de risque sur cet indice. Par ailleurs, on observe que le coefficient du volume non anticipé s'accroît tout en devenant non significatif, phénomène difficile à justifier. Sur le Dow Jones, l'inclusion des excess-rendements passés européens génère un coefficient non significatif (0.009) et ne modifie quasiment pas la valeur du coefficient d'aversion au risque (0.083).

La mise en évidence d'une influence indirecte de la volatilité conditionnelle sur les rendements boursiers européens et américains complète les conclusions obtenues lors de l'application du test de Séo qui soulève la question de l'origine de la non stationnarité structurelle des indices boursiers. La significativité des coefficients d'aversion au risque conduit à mettre en cause les méthodes traditionnelles de décomposition des prix boursiers à l'aide du modèle de valorisation présente qui repose sur l'idée que la non stationnarité structurelle émane des seuls chocs d'offre.

Dans le prolongement de cette première étude univariée, nous proposons une évaluation multivariée des interactions entre les rendements, les volumes non anticipés et les excess-rendements à l'aide d'un modèle SVAR-GARCHM(1,1). La prise en compte d'effets "in mean" nous permettra de mesurer l'impact de la révision des incertitudes sur les rendements boursiers et les volumes non anticipés en réaction à des chocs fondamentaux et de portefeuille.

4.3.3 Influence de l'incertitude sur les rendements boursiers

Apport du modèle SVAR-GARCH in Mean

Le modèle SVAR-GARCHM(1,1) développé par Jorda et Salyer (2003) est construit à partir de la forme réduite d'un modèle VAR :

$$Y = X\Pi + u \quad E(u'u) = \Omega \quad (4.19)$$

où Y est une matrice ($T \times n$) dont les lignes comportent les observations du vecteur y'_t ($n \times 1$); X_t est une matrice ($T \times (np+1)$) qui contient les constantes et les valeurs retardées de Y jusqu'à l'ordre p ; u représente le vecteur des résidus ($T \times n$) de matrice de variance-covariance Ω . L'identification de la forme structurelle à partir de (1) nécessite une hypothèse qui assure que les innovations structurelles ε soient orthogonales ($E(\varepsilon'\varepsilon)=D$, D matrice diagonale) de sorte que les corrélations contemporaines entre les éléments de Y reflètent la vraie nature de l'économie.

Une méthode classique consiste à transformer Ω de sorte que $\Omega = A'DA$. Cette technique permet d'obtenir la forme structurelle équivalente à 4.19 :

$$YA^{-1} = X\Pi A^{-1} + \varepsilon, \quad \varepsilon = uA^{-1} \quad (4.20)$$

Le passage d'un SVAR à un SVAR-GARCH s'effectue à l'aide de deux extensions de l'équation 4.20.

Une première extension repose sur l'hypothèse que les résidus structurels ε suivent un processus GARCH. Comme les résidus sont orthogonaux, la structure GARCH multivariée peut être simplifiée comme suit :

$$H_t i = W + \Gamma_1 H_{t-1} i + \dots + \Gamma_r H_{t-r} i + \dots + \Phi_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \Phi_m \varepsilon_{t-m}^2 \quad (4.21)$$

où H_t est une matrice diagonale ($n \times n$) dont les éléments sont les variances conditionnelles de ε ; i est un vecteur unité qui vectorialise la matrice H_t en un

vecteur ($n \times 1$); W est un vecteur ($n \times 1$) de constantes; Γ_i et Φ_j sont des matrices diagonales de coefficients ($n \times n$). (3) correspond à la version restreinte d'un GARCH(r,m) multivarié dans lequel chacun des éléments diagonaux de H_t suit un processus GARCH(r,m) univarié.

La seconde extension consiste à intégrer la matrice de variances conditionnelles dans la spécification de la moyenne conditionnelle de 4.20 d'où :

$$YA^{-1} = X\Pi A^{-1} + GBA^{-1} + \varepsilon \quad (4.22)$$

avec $G'_t = (H_t i, \dots, H_{t-p+1} i)$. L'estimation de ce modèle peut être effectuée à l'aide du maximum de vraisemblance en supposant que les résidus de ε sont normalement distribués.

A partir des estimations de 4.22, les fonctions de réponses impulsionnelles du système peuvent être calculées :

$$\begin{aligned} \frac{\partial y_{j,t+s}}{\partial \varepsilon_{it}} &= E(y_{j,t+s} / \varepsilon_{it}) = \varepsilon_i^* ; y_{t-1}, H_t, \dots, y_{t-p}, H_{t-p+1} \\ &\quad - E(y_{j,t+s} / y_{t-1}, H_t, \dots, y_{t-p}, H_{t-p+1}) \quad (4.23) \end{aligned}$$

où ε_i^* représente l'ampleur du $i^{\text{ième}}$ choc structurel. Le processus GARCH implique qu'un choc sur la $i^{\text{ième}}$ variable exerce un effet classique sur la moyenne conditionnelle mais affecte également la variance par le biais des termes ARCH retardés (ε_{t-i}^2). En d'autres termes, les choc structurels affectent les variables directement par le biais d'un effet sur leur moyenne conditionnelle et indirectement par le biais d'un effet sur leurs variances conditionnelles.

Dans la mesure où en microstructure, la littérature ne permet pas de clairement privilégier une relation de causalité des volumes de transactions vers les rendements boursiers, nous contraignons les coefficients des volumes non anticipés à zéro dans les équations des rendements boursiers du modèle VAR. Avec $Y = (R, V, E)'$ le vec-

teur constitué respectivement des rendements boursiers, volumes non anticipés et excess-rendements, l'imposition de la contrainte implique $\pi_{12,1} = \dots\pi_{12,i} = \dots\pi_{12,p}$.

Impact de la volatilité conditionnelle des chocs

Pour l'ensemble des places boursières, les estimations sont effectuées sur la base d'une composante SVAR à 12 retards. Pour chaque série, les résultats du test du Multiplicateur de Lagrange, non reportés, valident sans ambiguïté la présence d'effets GARCH sur les résidus structurels.

Les fonctions de réponses impulsionnelles sont élaborées dans le cadre d'un SVAR, d'un SVAR-GARCH et d'un SVAR-GARCHM. Le SVAR-GARCH permet d'évaluer "qualitativement" l'impact des volatilités conditionnelles sur la réaction des variables endogènes à des chocs tandis que le SVAR-GARCHM est destiné à mesurer l'impact de la révision de l'incertitude engendrée par ces derniers. Les chocs retenus sont +1% et +3% afin d'examiner si un seuil minimal est exigé afin de générer une révision significative de l'incertitude.

Les fonctions de réponses impulsionnelles relatives à des choc de +1% sont présentées dans les graphes 4.1.1 (DJIND), 4.1.2 (CAC40) et 4.1.3 (DAX30) qui figurent dans les pages suivantes.

Pour les 3 pays, un choc de portefeuille de +1% implique des réponses instantanées non significatives des rendements boursiers. Cependant, pour la France et l'Allemagne, une légère révision de l'incertitude survient à partir du 6^{ième} jour et se manifeste par une baisse plus marquée des rendements boursiers dans la cadre du SVAR-GARCHM. Ce phénomène est rapidement atténué pour le CAC40 tandis qu'il se poursuit pour le DAX30 par le biais de réponses légèrement amplifiées puis opposées entre le 9^{ième} jour et le 11^{ième} jour. Cependant, Pour les Etats Unis, un choc de portefeuille de +1% n'est pas suffisant pour engendrer une révision de l'incertitude dans le contexte d'un réaction continuellement non significative des rendements du Dow Jones.

Un choc de +1% sur les excess rendements américains génère des réponses plus marquées des rendements du CAC40 et du DAX30 qui augmentent dès le 2^{ième} jour respectivement de +0.40% et +0.45%. Par ailleurs, On observe que la dynamique des fonctions de réponses sur les deux places boursières est très semblable en termes de signe comme d'amplitude. Malgré la forte augmentation des rendements le 2^{ième} jour, le choc ne génère pas une modification de l'incertitude qui est quasi-inexistante pour le CAC40 et survient de façon limitée pour le DAX30 entre le 6^{ième} jour et le 13^{ième} jour. Les réponses à court terme traduisent l'influence des signaux fondamentaux américains sur l'économie mondiale. Ce phénomène est confirmé par une faible réponse des rendements du Dow Jones à un choc sur les fondamentaux européens qui génèrent cependant une révision relative de l'incertitude, particulièrement pendant les 3 premiers jours.

Les résultats montrent une plus grande réactivité des volumes non anticipés du CAC40 et du DAX30 à des chocs fondamentaux qu'à des chocs boursiers, les réactions des volumes restant toutefois limitées. L'impact d'un choc fondamental américain sur les volumes non anticipés du CAC40 est influencé par une révision de l'incertitude dès le 2^{ième} jour (+0.015%). Ce phénomène est néanmoins temporaire puisqu'au-delà, la réaction des volumes se confond avec les réponses générées par le SVAR et le SVAR-GARCH. Les réponses des volumes du DAX30 sont légèrement plus différenciées selon les modèles utilisés et révèlent une contribution plus nette de la volatilité du choc à la réaction des volumes non anticipés. Cependant la "mesurabilité" d'une telle influence est limitée dans le sens où la révision de l'incertitude ne survient que ponctuellement durant les 5 premiers jours. Pour le Dow Jones, les volumes sont plus faiblement réactifs à un choc fondamental européen, résultat que l'on peut associer à la réponse limitée des rendements du Dow Jones à un tel choc en comparaison de la réaction des rendements européens à un choc fondamental américain. En d'autres termes, les volumes non anticipés du

Dow Jones réagissent faiblement à des chocs fondamentaux européens non liés à l'activité économique.

Les réponses des volumes du CAC40 et du DAX30 à un choc boursier de +1% révèlent une révision de l'incertitude le 2^{ième} jour sur l'ensemble de l'horizon de réaction. Ce phénomène contribue à une accentuation de l'impact des chocs dont les effets ne ressortent cependant pas très significatifs. Sur le Dow Jones, les réactions des volumes avec ou sans la prise en compte d'effets GARCH sont beaucoup plus homogènes hormis le 2^{ième} jour où se manifeste une révision l'incertitude issue d'un choc boursier. Globalement, la faible significativité de la réaction des volumes à des chocs boursiers de +1% ne permet pas de conclure en faveur de la présence de phénomènes de type "momentum".

A la lumière de ces résultats, on peut se demander si une révision durable de l'incertitude à l'issue d'un choc n'exige pas une impulsion plus forte, à l'instar des conclusions de Jorda et Salyer (2003) sur les chocs de politique monétaire et de Straub et Tchakarov (2004) sur les chocs de taux de change. De ce fait, nous proposons une analyse complémentaire basée sur des fonctions de réponses impulsionnelles à des chocs de +3% présentées dans les graphes 4.2.1 (DJIND), 4.2.2 (CAC40) et 4.2.3 (DAX30) figurant dans les pages suivantes.

Les chocs de +3% engendrent des révisions de l'incertitude durables et plus que proportionnelles aux révisions induites par un choc de +1%. Cette manifestation de la non linéarité du SVAR-GARCHM est particulièrement visible sur les réponses des volumes non anticipés à un choc boursier et à un choc fondamental (excess-rendements).

Un choc boursier de +3% engendre une révision de l'incertitude entre le 5^{ième} jour et le 13^{ième} jour sur le CAC40 avec des pics de réactions dans le cadre du SVAR-GARCHM de -0.56% le 7^{ième} jour et +0.40% le 10^{ième} jour. Ce phénomène est également observé sur le DAX30 avec des pics de réaction respectivement de

-0.50% et +0.50% à ces mêmes moments. En revanche, la révision de l'incertitude émerge moins nettement sur le Dow Jones où l'impact de la composante "in mean" n'est réellement visible que les 6^{ième} jour (+0.25%) et 8^{ième} jour (-0.20%).

Dans le cadre du SVAR-GARCHM, les volumes non anticipés du CAC40 s'accroissent le 2^{ième} jour de seulement +0.006% à l'issue d'un choc boursier de +1% mais augmentent de +0.07% au même moment en réaction à un choc boursier de +3%. Sur l'ensemble de l'horizon de réponse, la révision de l'incertitude induit une réponse amplifiée des volumes en comparaison des fonctions de réponses issues du SVAR et du SVAR-GARCH. Ce phénomène est également observé sur les volumes du DAX30 dont les pics de réaction sont plus tardifs que ceux des volumes du CAC40. En revanche, la réponse des volumes du Dow Jones montre que la révision de l'incertitude n'émerge sensiblement que le 2^{ième} jour pour devenir quasiment non significative au-delà. Pour la France et l'Allemagne, un choc boursier de +3% permet donc de mettre en évidence une relation plus forte entre les rendements passés et les volumes non anticipés qu'un choc de +1%. Ce résultat est compatible avec l'idée selon laquelle les traders adeptes du "feedback trading" ("momentum") sont plus sensibles aux changements de prix importants qu'aux faibles variations de prix.

L'accentuation non proportionnelle de l'impact d'une révision de l'incertitude émerge également des fonctions de réponses des volumes non anticipés à un choc fondamental. Pour la France et l'Allemagne, la volatilité conditionnelle d'un choc fondamental engendre une révision sensible de l'incertitude dès le 2^{ième} jour avec des réponses respectives de +0.11% et +0.13% contre +0.015% et +0.017% en réponse à un choc de +1%. Au-delà, le phénomène s'estompe rapidement pour les volumes du CAC40 tandis qu'il se manifeste à nouveau clairement sur les volumes du DAX30 le 5^{ième} jour (+0.08%). En revanche, la mesurabilité de la révision de l'incertitude engendrée par un choc fondamental européen ne se manifeste qu'à

partir du 6^{ième} jour dans les volumes non anticipés du Dow Jones. De plus, on observe que la mesurabilité de la révision de l'incertitude s'inscrit dans la durée pour ne s'éteindre qu'à partir du 24^{ième} jour.

En revanche, la non linéarité de la réaction des rendements boursiers à un choc fondamental (excess rendements) est cantonnée au Dow Jones où le passage d'un choc de +1% à +3% implique des réponses le 2^{ième} jour respectivement égales à +0.03% et +0.20%, moment associés à une révision mesurable de l'incertitude. Au-delà, ce phénomène se révèle plus durable sur les rendements du Dow Jones que sur les rendements du CAC40 et du DAX30. Les pics de réaction des rendements du Dow Jones sont comparables à ceux enregistrés en réaction à des chocs de portefeuille alors que sur le CAC40 et le DAX30, les rendements boursiers sont sensiblement plus influencés par un choc d'excess-rendements américains que par un choc de portefeuille de même ampleur.

4.4. Conclusion

En Finance Comportementale, l'importance attribuée aux facteurs psychologiques dans la déviation des prix boursiers de leur valeur fondamentale met en évidence le rôle décisif des excès de confiance des investisseurs en leurs propres croyances. Dans ce cadre, les interventions des traders "rationnels" ne peuvent pas neutraliser celles des traders surestimant la précision de signaux publics ou privés d'où des excès de volatilité boursière. En conséquence, l'hétérogénéité des croyances d'agents privilégiant leur propre modèle est propice au ralentissement de l'incorporation des informations dans les prix boursiers. Dans les modèles d'asymétrie d'informations, ce facteur est étroitement associé aux volumes de transactions réputés transmettre la dispersion des opinions et l'information privée. Par ailleurs,

la volatilité de chocs fondamentaux et non fondamentaux véhicule potentiellement l'impact de la révision de l'incertitude vers les rendements boursiers.

Dans ce contexte, l'étude réalisée en fréquence journalière a porté sur l'impact de la révision de l'incertitude issue de chocs fondamentaux et non fondamentaux sur les rendements boursiers et sur les volumes non anticipés. Sur la période du 13/04/1993 au 15/12/2003, l'application du test de Seo (1999) a révélé une non stationarité conjoncturelle des prix boursiers et des volumes de transactions par le biais de la persistance de leur volatilité conditionnelle.

A la lumière de ces résultats, une modélisation univariée AR-GARCHM(1,1) nous a conduit à mettre en évidence une influence positive et significative de la volatilité conditionnelle boursière sur les rendements boursiers. De plus, la relation rendement/risque sur le DAX30 serait explicable par les excess-rendements américains passés dont l'inclusion dans l'équation des rendements boursiers génère la non significativité du coefficient de la prime de risque.

Par extension, nous avons examiné l'importance de la révision de l'incertitude engendrée par des chocs fondamentaux et non fondamentaux dans la dynamique des rendements boursiers dans le cadre du modèle SVAR-GARCHM(1,1) de Jorda et Salyer (2003). Les rendements boursiers du CAC40 et du DAX30 sont particulièrement réactifs à un choc fondamental américain (excess-rendements) tandis que les volumes de transactions sont plus réceptifs à un choc fondamental qu'à un choc boursier. Une révision de l'incertitude est plus marquée et durable en réponse à des chocs de +3% comparativement à des chocs de +1%. En particulier, la volatilité conditionnelle de chocs boursiers et fondamentaux amplifie instantanément la réponse des volumes de transactions non anticipés. Ce phénomène émerge également dans la réaction des rendements boursiers à un choc fondamental bien que plus tardivement et de façon moins nette pour le CAC40 et le DAX30 comparativement au Dow Jones. De plus, la révision de l'incertitude engendrée par un choc boursier do-

mestique de +3% sur les rendements du CAC40 et le DAX30 est nettement moins marquée que celle enregistrée à l'issue d'un choc fondamental américain. Cependant, sur le Dow Jones, les pics de réaction des rendements à des chocs boursiers et fondamentaux européens sont comparables dans le cadre du SVAR-GARCHM bien que la révision de l'incertitude se manifeste plus régulièrement en réaction à un choc fondamental européen.

Globalement, l'accentuation de la réaction des rendements boursiers et des volumes non anticipés à des chocs du fait de la révision de l'incertitude engendrée peut s'interpréter dans le contexte d'une période caractérisée par des excès réguliers de volatilité boursière. La prise en compte de la volatilité conditionnelle des chocs peut constituer une voie d'investigation dans le domaine de la Finance Comportementale afin d'appréhender l'influence de l'incertitude comme un vecteur potentiel de transmission indirect des chocs vers les marchés boursiers. La plus grande sensibilité des volumes non anticipés à la volatilité des chocs plutôt qu'à leurs effets directs va dans le sens de l'hypothèse selon laquelle cette variable concentre l'hétérogénéité des anticipations relative à l'interprétation d'informations publiques ainsi que de l'information privée propice à une dispersion des croyances.



Conclusion générale

Depuis le début des années 1980, les études consacrées à la relation entre les informations publiques et les prix boursiers concluent régulièrement à l'invalidité du modèle de valorisation présente et à l'absence d'une influence directe des annonces publiques sur la persistance de la volatilité boursière. Dans le même temps, l'observation d'excès de volatilité boursière a motivé une littérature croissante en matière de microstructure et de Finance Comportementale qui privilégient l'hypothèse d'un ajustement graduel des prix boursiers aux informations difficilement compatible avec le concept d'efficience. La confrontation entre des traders informés et non informés conjuguée à une interprétation erronée des informations publiques et un excès de confiance des investisseurs dans la qualité de leur information privée seraient propices à créer des déviations durables des prix boursiers de leur valeur fondamentale. En microstructure, les volumes de transactions jouent un rôle essentiel dans la transmission de l'information publique et privée vers les prix boursiers tandis qu'en Finance Comportementale, les phénomènes de sous-réaction et de sur-réaction des prix boursiers impliquent une relation étroite entre les chroniques de

rendements boursiers et les volumes d'échanges. En d'autres termes, les volumes de transactions ressortent comme une variable capitale dans la transmission de facteurs fondamentaux et non fondamentaux vers les prix boursiers et leurs volatilité. Ces conclusions ont conditionné l'orientation de cette thèse dont le but global était de mettre en lumière la contribution de facteurs internes et externes aux marchés boursiers dans la dynamique des prix boursiers.

Dans un contexte généralement marqué par un cantonnement des études à un domaine spécifique, nous avons tout d'abord examiné sur un même périmètre les interactions entre les volatilités des rendements boursiers et des volumes de transactions non anticipés ainsi que les relations dynamiques entre les rendements boursiers et des informations macroéconomiques.

Tout d'abord, l'emploi de la méthode de Harvey nous a conduit à montrer que la volatilité conditionnelle des rendements boursiers est principalement influencée par la part non anticipée des volumes et non par leur composante anticipée. Ce premier résultat en contradiction avec la théorie des flux d'informations (Clark 1973, Lamoureux et Lastrapes 1990) nous a amené à examiner l'hypothèse d'apprentissage (Blume et al 1994) dans le cadre d'un modèle prévoyant un ajustement asymétrique des rendements aux informations (Koutmos 1998). Cette approche a tout d'abord permis d'avancer une explication alternative aux théories du feedback de volatilité (French et al 1987) et de l'effet de levier (Black 1976, Christie 1982) quant au comportement asymétrique de la volatilité conditionnelle des rendements boursiers. L'introduction des volumes non anticipés retardés dans l'équation de la variance conditionnelle conduit à rejeter l'hypothèse d'un mécanisme d'apprentissage hormis pour le DJIND où le coefficient du volume est significativement négatif. L'émergence d'une relation majoritairement négative mais non significative entre les variables va à l'encontre de la théorie de Copeland (1976) et de Epps et Epps

(1976) qui suggèrent une relation positive entre les volumes retardés et la volatilité des rendements du fait du rôle de l'hétérogénéité des anticipations.

Dans le chapitre deux, le rôle de facteurs fondamentaux explicites dans la dynamique des marchés boursiers n'a pas été abordé. Cette dimension a été introduite dans le chapitre trois qui a porté sur l'évaluation des relations dynamiques entre les rendements boursiers et des chocs fondamentaux explicites de nature macroéconomique. A l'aide d'un modèle VAR structurel (Blanchard et Quah 1989), nous avons confirmé la nécessité de tenir compte de l'asymétrie des effets de chocs économiques en fonction des conditions économiques de leur survenance. Ce phénomène est observé quant aux effets des chocs d'offre et de demande sur les rendements boursiers du Dow Jones et du CAC40. L'impact positif permanent d'un choc d'offre montre que les anticipations privilégient l'accroissement des profits futurs tandis que l'influence négative permanente d'un choc de demande s'explique par la crainte dominante d'une élévation du taux d'inflation. En revanche, la réaction négative du DAX à long terme à un choc d'offre ne peut pas s'expliquer par référence au modèle de valorisation présente et soulève une interrogation quant aux mécanismes à l'oeuvre. Un choc de portefeuille positif engendre des réactions plus convergentes sur l'ensemble des places boursières où les rendements boursiers augmentent durablement, probablement en raison de l'optimisme des investisseurs quant aux perspectives boursières futures. Globalement, les chocs d'offre et de portefeuille ressortent comme les principaux déterminants des rendements boursiers. En complément, des interactions indirectes entre les différentes sphères sont également observées en accord avec les prédictions issues de l'hypothèse de proxy de l'inflation (Fama 1981) et du modèle de Gavin (1989) quant à l'existence de relations indirectes entre les marchés boursiers et le marché de change par le biais de la sphère réelle. L'existence d'une asymétrie éventuelle de l'impact d'un choc monétaire sur le marché boursier en fonction des conditions économiques reste toutefois

à examiner à l'instar du rôle du canal du crédit comme vecteur de transmission de la politique monétaire du marché boursier vers la sphère réelle.

Le chapitre trois a notamment permis de mettre en évidence une contribution sensible des chocs de portefeuille à la dynamique des rendements boursiers tandis que le chapitre deux a fait ressortir une relation étroite entre la volatilité conditionnelle des rendements boursiers et les volumes non anticipés. Cependant, ces analyses n'ont pas tenu compte du rôle potentiel de la volatilité conditionnelle des chocs comme canal de transmission de leurs effets vers les rendements boursiers alors que les travaux de Kim et Schmidt (1993) et Seo (1999) conjugués aux modèles de Finance Comportementale soulèvent la question des interactions entre les moments d'ordre un et les moments d'ordre deux des séries économiques et financières. Pourtant, la plupart des études empiriques en Finance Comportementale concluent à la manifestation de comportements non rationnels en se cantonnant exclusivement à l'examen de la dynamique des rendements boursiers alors que les résultats de Kim et Schmidt (1993) et Seo (1999) motivent à s'interroger sur l'impact de chocs fondamentaux et non fondamentaux sur les rendements boursiers par le biais des volatilités conditionnelles des chocs.

Cette réflexion a orienté la démarche adoptée dans le chapitre quatre où la modélisation SVAR-GARCHM (Jorda et Salyer 2003) nous a permis d'évaluer la présence d'un tel phénomène. En premier lieu, nous avons montré à l'aide du test de Seo que les prix boursiers se caractérisent par une non stationnarité structurelle et conjoncturelle tandis que les volumes de transactions bruts sont des processus Trend Stationary animés d'une non stationnarité conjoncturelle. Ces premiers résultats suggéraient la possibilité d'une contribution de la volatilité conditionnelle des chocs de portefeuille à la dynamique des rendements boursiers. Cette hypothèse a été validée dans un premier temps à l'aide d'un modèle GARCH In Mean univarié qui a révélé une relation significativement positive entre les rendements

boursiers et leur volatilité conditionnelle. En particulier, sur le DAX30, cette relation ressort étroitement associée aux excess-rendements américains passés. Par la suite, l'examen de l'influence de la volatilité conditionnelle de chocs de portefeuille et fondamentaux sur les rendements boursiers et les volumes non anticipés a pu être effectué à l'aide de fonctions de réponses impulsionnelles élaborées dans le cadre d'un modèle SVAR-GARCHM trivarié. Dans ce cadre, une révision de l'incertitude mesurable émerge en réponse à des chocs boursiers et fondamentaux de +3% ce qui va dans le sens de résultats obtenus sur les marchés de change et de taux d'intérêt où la révision de l'incertitude dépend de l'intensité des chocs. Sur le CAC40 et le DAX30, les pics de révision de l'incertitude émergeant de la réaction des rendements à un choc boursier sont comparables et supérieurs aux pics enregistrés sur le Dow Jones. Les effets de chocs fondamentaux suggèrent particulièrement que des comportements irrationnels propices à des excès de volatilité boursière sont susceptibles de transiter vers les rendements boursiers par le biais de la volatilité conditionnelle des chocs. Les rendements du CAC40 et du DAX30 sont sensiblement réactifs à un choc fondamental américain tandis que la réponse des volumes non anticipés à des chocs fondamentaux et de portefeuille de +3% est rapidement amplifiée par leur volatilité conditionnelle.

Globalement, cette étude a révélé l'importance de la prise en compte de la volatilité conditionnelle des chocs dans l'évaluation de la dynamique des rendements boursiers. Cette approche nous a conduit à apporter un éclairage sur la nature des informations transitant par les volumes de transactions non anticipés qui évoluent dans le cadre d'une relation étroite avec la volatilité boursière. De plus, la perspective de remettre en cause l'origine structurelle de la non stationnarité des prix boursiers à l'aide du test de Seo (1999) révèle la limite du modèle de valorisation présente qui repose sur l'absence d'impact des chocs transitoires sur la composante fondamentale des prix boursiers.

L'ensemble de ces résultats appelle deux types approfondissements. En premier lieu, la connaissance de la date exacte d'annonces économiques permettrait d'affiner l'évaluation du processus d'incorporation des nouvelles sur le marché boursier en examinant la réaction des volumes de transactions et de la volatilité des rendements boursiers dans les moments entourant la diffusion de nouvelles. Une baisse des volumes et de la volatilité de marché après une annonce militerait en faveur de l'hypothèse d'apprentissage (Blume et al 1994) tandis qu'une hausse des volumes et de la volatilité postérieurement à l'annonce militeraient en faveur des travaux de Copeland (1976) et Shalen (1993). En complément, une baisse de la volatilité le jour précédant une annonce traduirait la position d'attente du marché souvent évoquée dans la presse ("calm before the storm") tandis qu'une élévation de la volatilité le jour d'une annonce signifierait un changement significatif de la moyenne des croyances. De plus, l'évolution du degré d'asymétrie d'information pourrait être abordée à l'aide de la mesure proposée par Kim et Verrecchia (1991) qui ont proposé d'utiliser le rapport volume/volatilité. Un accroissement du ratio avant l'annonce confirmerait la théorie de Kim et Verrecchia (1991) qui avancent que l'anticipation d'une nouvelle par les investisseurs les incite à acquérir de l'information privée préalablement au moment de la diffusion ce qui corroborerait l'effet "calm before the storm". Cette démarche pourrait être adoptée dans un contexte domestique mais également international afin d'examiner notamment si les marchés boursiers domestiques sont réceptifs à l'asymétrie d'information étrangère par le biais des volumes de transactions domestiques ou /et étrangers.

Ce dernier point nous conduit au second approfondissement axé sur l'étude des mécanismes de transmission internationale des informations vers les prix boursiers par le biais des volumes de transactions. Une première étude des interactions entre les rendements et la volatilité conditionnelle des marchés boursiers européens et américain tiendrait lieu de modèle Benchmark pour l'évaluation des phénomènes

de spillovers. Dans un second temps, l'introduction des volumes de transactions domestiques et étrangers conditionnels à la diffusion de nouvelles économiques domestiques et étrangères permettrait d'analyser si les volumes de transactions amplifient ou capturent les spillovers de rendement et/ou de volatilité. L'adoption d'un modèle SVAR-GARCHM offrirait la perspective de mesurer l'impact de la présence des volumes utilisés comme variables exogènes sur le comportement du canal de transmission indirect des chocs représenté par leur volatilité conditionnelle.

Une difficulté majeure demeure le décryptage de la nature des informations contenues dans les chocs boursiers et les volumes de transactions. En effet, l'association des chocs boursiers à des chocs purement non fondamentaux nécessite de modéliser la dynamique des rendements boursiers en fonction de facteurs fondamentaux économiques domestiques et étrangers ainsi que de facteurs fondamentaux non directement liés à l'activité économique tels que les primes de risque ou les taux d'actualisation des profits futurs. Cette démarche est d'autant plus complexe dans une économie mondialisée où les informations transitant par les marchés boursiers sont très nombreuses. Enfin, la question du contenu des volumes de transactions en liquidité et en dispersion des croyances reste d'actualité et constitue un champ de recherche prometteur, en particulier dans un contexte international (Bauer et Vega 2004).



Annexes



Bibliographie

Admati A.R. et Pfleiderer P. 1988 "A theory of intraday patterns : volume and price variability" - *The Review of Financial Studies*, 1, p 3-40

Alexius A. et Nilsson J. 2000 "Real exchange rate and fundamentals : evidence from 15 OECD countries" *Open Economies Review* 11, p 383 397

Ajayi R.A. et Mougoue M. 1996 "On the dynamic relation between stock prices and exchange rates," *The Journal of Financial Research* 19 (2), p 193 207

Amihud Y. et Mendelsohn H. 1980 "Dealership market : market making with inventory", *Journal of Financial Economics* 8, p 31-53

Amihud Y. et Mendelsohn H. 1987 "Trading mechanisms and stocks returns : an empirical investigation", *Journal of Finance* 42, p 533-553

Andersen T.G., Bollerslev T., Diebold F. et Vega C. (2003) "Micro effects of macro announcements : real time price discovery in foreign exchange", *American Economic Review* 93, p 38-62

Avouyi-Dovi S., Jondeau E. et Lai Tong C. 1997 "Effets volume, volatilité et transmissions internationales sur les marchés boursiers dans le G5" - Notes d'Etudes et de Recherche - Banque de France - N° 42

Bagehot W. 1971 "The only game in town", *Financial Analysts Journal* 27, p 12-14, 22

Bahmani-Oskooee M. et Sohrabian A. 1992 "Stock prices and the effective exchange rate of the dollar", *Applied economics* 24 (4), p 459-464

Balassa B. 1964 "The Purchasing Power Parity doctrine : a reappraisal", *Journal of Political Economy* 72, p 584 596

Ball L. et Mankiw N.G. 1994 "Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations", NBER Working Paper N° 4089

Bange M.M. 2000 "Do the portfolios of small investors reflect positive feedback trading ?", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 35 (2), p 239-255

Barberis N., Shleifer A. et Vishny R. 1998 "A model of investor sentiment", *Journal of Financial Economics* 49, p 307-343

Bauer H. et Vega C. 2004 "The monetary origins of asymmetric information in international equity markets", Bank of Canada, working paper 2004-47

Bernanke, B. et Blinder A. 1992 "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission," *American Economic Review*, American Economic Association, vol. 82(4), pages 901-921

Bernanke B. et Gertler M. 1989 "Agency costs, net worth and business fluctuations" *American Economic Review* 79(1), p 14-31

Bessembinder H. and Seguin P.J. 1993 "Price volatility, trading volume and market depth : evidence from futures markets", *Journal of Financial and Quantitative analysis*, Vol 28, p 21-40

Beveridge S. et Nelson C.R. 1981 "A new approach to the decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to the measurement of the business cycle", *Journal of Monetary Economics* 7, p 151-174

Biais B., Foucault T. et Hillion P. 1997 "Microstructure des marchés financiers : institutions, modèles et tests empiriques", PUF

Binswanger M. 2004a "How important are fundamentals? : evidence from a structural VAR model for the stock markets in the US, Japan and Europe" *International Financial Markets Institutions and Money* 14, p 185 201

Binswanger M. 2004b "How do stock prices respond to fundamental shocks?" *Finance Research Letter* 1, p 90 99

Black F. 1976 "Studies in stock price volatility changes", *Proceedings of the 1976 Business Meeting of the Business and Economic Statistics Section. American Statistical Association*, p 177-181

Blanchard O.J. et Quah D. 1989 "The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances" *American Economic Review* 41(6), p 655-673

Blume L., Easley D. et O'Hara M. 1994 "Market statistics and technical analysis : the role of volume" - *The Journal of Finance*, Vol XLIX, N° 1, p 153-181

Boyd, J. H., Jagannathan, R. et Hu, J. 2001 "The Stock Market's Reaction to Unemployment News : Why Bad News Is Usually Good For Stocks," NBER Working Paper N° 8092, Cambridge, Mass

Chadha B. et Prasad E. 1997 "Real Exchange Rate Fluctuations and the Business Cycle." *IMF Staff Papers*(44), p 328 355

Chan W.S. 2003 "Stock price reaction to news and no news ; drift and reversal after headlines", *Journal of Financial Economics* 70, p 223-260

Chan L. Jegadeesh N. et Lakonishok J. 1997 "Momentum strategies", *Journal of Finance* 51, p 1681-1713

Chen N.F., Roll R. et Ross S. A. 1986 "Economic forces and the stock market" *Journal of Business* 59(3), p 383 403

Christie A.A. 1982 "The stochastic behaviour of common stock variance : value leverage and interest rate effects", *Journal of Financial Economics* 10, p 407-432

Chung H. et Lee B.S. 1998 "Fundamental and nonfundamental components in stock prices of Pacific-Rim countries", *Pacific-Basin Finance Journal* 6, p 321-346

Clark P.K. 1973 "A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices" - *Econometrica*, Vol 41, N° 1, p 135-155

Clarida R. et Gali J. 1994 "Sources of real exchange rates fluctuations : how important are nominal shocks ?" NBER working paper N° 4658

Copeland T.E. 1976 "A model of asset trading under the assumption of sequential information arrival" - *The Journal of Finance*, Vol XXXI, N 4, p 1149-1168

Conrad J., Cornell B. et Landsman W.R. "When is bad news really bad news ?", *The Journal of Finance* vol LVII(6), p 2507-2532

Cutler D.M., Poterba J.M. et Summers L.H. 1989 "What moves stock prices ?" *The Journal of Portfolio Management*, IS, 4 1 2

Daigler R.T. et Wiley M.K. 1999 "The impact of trader type on the futures volatility-volume relation", *Journal of Finance* LIV N° 6, p 2297-2316

Daniel K. Hirshleifer D. et Subrahmanyam A. 1998 "Investor psychology and security market under and over-reaction", *The Journal of Finance* LIII (6), p 1839-1885

De Bondt W. et Thaler R. 1985 "Does the stock market overreact ?", *Journal of Finance* 40, p 793-808

De Gregorio J. et Wolf H. 1994 "Terms of Trade, Productivity and Real Exchange Rate" NBER Working Paper *N°* 4807

Demsetz H. 1968 "The cost of transacting", *Quarterly Journal of Economics* 82, p 33-53

Diebold F.X. et Nerlove M. 1990 "Unit roots in economic time series : a selective survey" *Advances in Econometrics* - Fomby T.B. et Rhodes G.F. (Eds), p 3-69

Dornbusch R. 1976 "Expectations and Exchange rate dynamics" *Journal of Political Economy* 84, p 1161-1176

Easley D. et O'Hara M. 1987 "Price, trade size and information in securities markets", *Journal of Financial Economics* 19, p 69-90

Engle R.F. et Kroner K.F. 1995 "Multivariate simultaneous generalized ARCH", *Econometric Theory* 11, p 122-150

Engle R.F., Lilien D.M. et Robins R.P. 1987 "Estimating time varying risk premia in the term structure : the ARCH-M model", *Econometrica* 55 - p 391-407

Engle R.F. and Li L. 1998 "Macroeconomic announcements and volatility of treasury features" - Discussion Paper - University of San Diego

Engle R. et Ng V.K. 1993 "Measuring and testing the impact of news on volatility", *The Journal of Finance* 48, p 1749-1778

Epps T.W. et Epps M.L. 1976 "The stochastic dependence of security price changes and transaction volumes : implications for the mixture-of-distributions hypothesis", *Econometrica* 44 *N°* 2, p 305-321

Evans M.D.D. et Lyons R. 2002 "Order flow and exchange rate dynamics ?", *Journal of Political Economy* 110, p 170-180

Evans M.D.D. et Lyons R. 2003 "How is macro news transmitted to exchange rates ?", NBER Working Paper 9433

Evans M.D.D. et Lyons R. 2005 "Do currency markets absorb news quickly ?", *Journal of International Money and Finance* 24, p 197-217

Fama E.F. 1970 "Efficient capital markets : A review of theory and empirical work," *Journal of Finance* 25, p 383-417

Fama E.F. 1981 "Stock returns, real activity, inflation and money" *The American Economic Review* 71(4), p 545-565

Fama E.F. et Schwert G.W. 1977 "Asset returns and inflation" *Journal of Financial Economics* 5, p 115-146

Fisher I. 1930 "The theory of interest" MacMillan, New York

Flood R. et Rose A. 1995 "Fixing exchange rates : a virtual quest for fundamentals" *Journal of Monetary Economics* 36, p 3-37

Fraser P. et Groenewold N. 2005 "US share prices and real supply and demand shocks" *The Quarterly Review of Economics and Finance*, in press

French K.R. et Roll R. 1986 "Stocks returns variances : the arrival of information and reaction of traders", *Journal of Financial Economics*, Vol 17, p 5-26

French K.R., Schwert G.W. et Stambaugh R.F. 1987 "Expected stock returns and volatility", *Journal of Financial Economics* 19, p 3-30

Gallant A.R., Rossi P.E. et Tauchen G.E. 1992 "Stock prices and volume", *Review of Financial Studies* 5, p 199-242

Garman M. 1976 "Market microstructure", *Journal of Financial Economics* 3, p 257-275

Gavin M. 1989 "The stock market and exchange rates dynamics" *Journal of International Money and Finance* 8(2), p 181-200

Glosten L.R., Jagannathan R. et Runkle D.E. 1993 "On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks", *The Journal of Finance* 48, p 1779-1801

Glosten L.R. et Milgrom P.R. 1985 "Bid, ask and transactions prices in a specialist market with heterogeneously informed traders", *Journal of Financial Economics* 14, p 71-100

Granger C.W.J, Huang, B. et Yang C.W. 2000 "A bivariate causality between stock prices and exchange rates : Evidence form recent Asian flu", *The Quarterly Review of Economics and Finance* 40, p 337-354

Green T.C. 2004 "Economic news and the impact of trading on bond prices", *The Journal of Finance* LIX(3), p 1201-1233

Grouard M.H., Levy S. et Lubochinsky C. 2003 "La volatilité boursière : des constats empiriques aux difficultés d'interprétation" - Banque de France - *Revue de la stabilité Financière*, p 61-79

Grossman S.J. et Stiglitz J.E. 1980 "On the impossibility of informationally efficient markets", *American Economic Review* 70, p 393-408

Harun S.M., Hassan M.K. et Maroney N.C. 2003 "Monetary policy, business conditions and financial institutions", Texas A&M University, Working Paper

Harvey A.C. 1985 "Trends and cycles in macroeconomic time series", *Journal of Business and Economic statistics* 3, N° 3

Hodrick R. et Prescott E. 1980 "Post war U.S. business cycles : an empirical investigation", Carnegie Mellon University, Mimeo

Ho T. et Stoll H. 1981 "Optimal dealer pricing under transactions and return uncertainty", *Journal of Financial Economics* 9, p 47-73

Ho T. et Stoll H. 1983 "The dynamics of dealer markets under competition", *Journal of Finance* 38, p 1053-1074

Ito, T. et Yuko H. 2004 "High-Frequency Contagion between the Exchange Rates and Stock Prices", Working Paper 10448, NBER, Cambridge, MA

Jegadeesh N. et Titman S. 1993 "Returns to buying winners and selling losers : implications for stock market efficiency", *Journal of Finance* 48, p 65-91

Jensen M.C. 1978 "Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency", *Journal of Financial Economics*, Vol. 6, Nos. 2/3

Joly H., Quinet A. et Sobczak N. 1998 "Taux de change et taux de chômage : un exemple d'application de théorie du change réel d'équilibre", *Revue Française d'Economie* 13(3), p 152-175

Jorda O. et Salyer K.D. 2003 "The response of term rates to monetary policy uncertainty", *Review of Economic Dynamics* 6, p 941-962

Karpoff J.M. 1987 "The relation between price changes and trading volume : a survey", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 22, p109-126

Khalid A.M. et Kawai M. 2003 "Was financial market contagion the source of economic crisis in Asia ? : Evidence using a multivariate VAR model", *Journal of Asian Economics* 14, p 131-156

Kim O. et Verrechia R.E. 1991 "Market reaction to anticipated announcements", *Journal of Financial Economics* 30, p 273-309

Kim K. and Schmidt P. 1992 "Unit root tests with conditional heteroskedasticity", *Journal of Econometrics* 59, p 287-300

Koutmos G. 1998 "Asymmetries in the conditional mean and the conditional variance : evidence from nine stocks markets" , *Journal of Economics and business* 50, p 277-290

Kwiatkowski D., P.C.B. Phillips, P. Schmidt et Y. Shin 1992 "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root", *Journal of Econometrics* 54, p 159-178

Kyle A.S. 1985 "Continuous auctions and insider trading", *Econometrica* 53, p 1315-1335

Lamoureux C.G. et Lastrapes W.D. 1990 "Heteroskedasticity in stock returns data : volume versus GARCH effects", *The Journal of Finance* XLV (1), p 221-229

La Porta R. 1996 "Expectations and the cross-section of returns", *Journal of Finance* 51, p 1715-1742

Lee B.S. 1998 "permanent, temporary and non fundamental components of stock prices", *Journal of Financial And Quantitative Analysis* 33, p 1-32

Lee C.M.C. et Swaminathan B. 2000 "Price momentum and trading volume", *The Journal of Finance* vol LV (5), p 2017-2069

Lin W.L. 1997 "Impulse response function for conditional volatility in GARCH models", *Journal of Business and Economic Statistics* vol 15(1), p 15-25

Love R. et Payne R. 2002 "Macroeconomic news, orders flows and exchange rates", Typescript London School of Economics

McQueen G. et Roley V. 1993 "Stock prices, news, and business conditions" *Review of Financial Studies* 6, p 683-707

Liu L. X. 2003 "Marketwide private information and market volatility-volume relation", University of Rochester - working paper

Meneu V. et Torro H. 2003 "Asymmetric covariances in spot futures markets" *Journal of Futures markets*, volume 23, issue 11, p 1019-1046

Mishkin F. S. 2001 "The transmission mechanism and the role of asset prices in monetary policy", NBER Working Paper N° 8617

Mukherjee T.K. et Atsuyuki N. 1995 "Dynamic relations between macroeconomic variables and the Japanese stock market : an application of a vector error correction model", *The Journal of Financial Research* vol XVIII (2), p 223-237

Nelson CR. et Plosser CL. 1982 "Trends and random walks in macroeconomic time series. Some evidence and implications", *Journal of Monetary Economics* 10, p 139-162

Olek E. et Richardson M. 2003 "Dotcom mania : The rise and fall of internet stock prices", *Journal of Finance* 58, p 1113-1137.

Pantula S.G. 1986 "Modeling the persistence of conditional variances : a comment", *Econometric Review* 5, p 71-74

Pearce D. K. et Roley V. 1985 "Stock Prices and Economic News", *Journal of Business* 58, p 49-67

Perron P. 1989 "The great crash, the oil-price shock and the unit root hypothesis", *Econometrica* 57, p 1361-1401

Rapach D. 2001 "Macro shocks and real stock prices", *Journal of Economics and Business* 53, p 5-26

Rogers J. 1999 "Monetary shocks and real exchange rates" *Journal of International Economics* 49(2), p 269-288

Samuelson P. 1964 "Theoretical notes on trade problems ", *Review of Economics and Statistics* 46, p 145-154

Seo B. 1999 "Distribution theory for unit root tests with conditional heteroskedasticity" - *Journal of Econometrics* 91 - p 113-144

Shalen C.T. 1993 "Volume, Volatility and the dispersion of beliefs" - *The Review of Financial Studies* Vol 6 N° 2, p 405-434

Shiller R.J. 1981 "Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends ?", *American Economic Review* 71, p 421-436

Shiller R.J. 1989 "Stock market volatility", Cambridge MIT Press

Shiller R.J. 2000 "Irrational exuberance" Princeton University Press, Princeton, NJ

Shleifer A. et Vishny R. 1997 "The limits of arbitrage", *Journal of Finance* vol 52(1), p 35-55

Schwert G. W. 1981 "The adjustment of stock prices to information about inflation", *Journal of Finance* 36, p 15-29

Sentana E. et Wadhvani S. 1992 "Feedback traders and stock return autocorrelations : evidence from a century of daily data", *Economic Journal* 102, p 415-425

Straub R. et Tchakarov I. 2004 "Non fundamental exchange rate volatility and welfare", ECB, working paper 328

Strauss J. 1995 "Real Exchange Rates, PPP and the Relative Price of Nontraded Goods", *Southern Economic Journal* (4), p 991-1005

Tauchen G.E. and Pitts M. 1983 "The price variability-volume relationship on speculative markets", *Econometrica* Vol 51 N° 2, p 485-505

Trabelsi Jû 1997 "Tests of unit root and ARCH models", *Economie et Prévision*, 1997, Vol. 5, N° 131

Trabelsi J. et Sidiropoulos M. 2001 "Volatility transmission between stock and foreign exchange markets in neighboring areas ", *Ekonomia* 5 issue 1, p 47-60

Veronesi P. 1999 "Stock market overreaction to bad news in good times : a rational expectations equilibrium model", *The Review of Financial Studies* 12(5), p 975-1007

Weber A. 1998 "Sources of Purchasing Power disparities between the G3 economies" *Journal of Japanese and International Economics* 12(3)

Zivot E. and Andrews D.W.K. 1992 "Further evidence on the great crash, the oil-price shock and the unit root hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics* 10, p 251-270

Zakoïan J.M. 1994 "Threshold heteroskedastic models", *Journal of Economic Dynamics and Control* 18, p 931-955

Zhu Z. 1998 "Stock prices and the exchange rate in a structural model with an application to the case of France", *Journal of Economic Integration* 13(1), p 89-107



Table des matières

Résumé i
Remerciements iii

Introduction générale **1**

**1 Contribution de l’information privée et publique à la formation
des prix d’actifs : une revue de la littérature** **11**

1.1 Introduction 11

1.2 Contenu informationnel des règles d’échanges 14

 1.2.1 Impact des coûts de transactions explicites sur le spread 14

 1.2.2 Emergence de l’influence de l’information privée 19

 1.2.3 Impact des volumes de transactions sur la volatilité 26

1.3 Mécanismes de transmission des informations publiques 43

 1.3.1 Influence asymétrique des nouvelles publiques 43

 1.3.2 Interdépendances entre les sphères économiques et financières 46

1.4 Conséquences des facteurs non fondamentaux 54

1.4.1	Manifestations des excès de réaction des prix boursiers . . .	54
1.4.2	Implications sur les échanges	62
1.5	Conclusion	66
2	Influence des volumes de transactions anticipés et non anticipés sur la volatilité boursière	73
2.1	Introduction	73
2.2	Des flux d'informations à l'hétérogénéité des croyances	77
2.2.1	Impact de la nature des flux d'informations	78
2.2.2	Répercussions de l'hétérogénéité des anticipations	84
2.3	Analyse des propriétés statistiques des séries	95
2.3.1	Application de tests de racine unitaire	96
2.3.2	Extraction des volumes non anticipés	101
2.4	Influence des volumes sur la volatilité de marché	110
2.4.1	Asymétrie des coûts d'ajustement	110
2.4.2	Répercussions du volume sur la volatilité	116
2.5	Conclusion	121
3	Evaluation du processus d'incorporation de chocs macroéconomiques sur les marchés boursiers	125
3.1	Introduction	125
3.2	Modes de transmission des informations publiques	128
3.2.1	Répercussions des anticipations d'inflation	128
3.2.2	Transmission des chocs monétaires par le canal boursier . . .	136
3.2.3	Analyse des spillovers entre marchés boursiers et de change .	141
3.3	Modélisation SVAR	149
3.3.1	Introduction	149
3.3.2	Méthodologie économétrique	150

3.3.3	Application	154
3.3.4	Résultats	159
3.4	Conclusion	192
4	Impact de l'incertitude sur la transmission des chocs fondamentaux et non fondamentaux vers les marchés boursiers	197
4.1	Introduction	197
4.2	Conséquences de l'excès de confiance des investisseurs	202
4.2.1	Indicateurs de l'irrationalité des comportements	202
4.2.2	Implications des erreurs d'interprétations des nouvelles	204
4.2.3	Influence de l'information privée	210
4.3	Impact de l'incertitude sur la transmission des chocs	213
4.3.1	Emergence de la non stationnarité conjoncturelle	213
4.3.2	Impact de la prime de risque	223
4.3.3	Influence de l'incertitude sur les rendements boursiers	228
4.4	Conclusion	240
	Conclusion générale	243

