

# CAHIER D'ÉTUDES WORKING PAPER

N° 18

## L'IDENTITÉ DE FISHER ET L'INTERACTION ENTRE L'INFLATION ET LA RENTABILITÉ DES ACTIONS: L'IMPORTANCE DES RÉGIMES SOUS-JACENTS AUX MARCHÉS BOURSIERS

Abdelaziz Rouabah

Janvier 2006



BANQUE CENTRALE DU LUXEMBOURG

EUROSYSTEM

# CAHIER D'ÉTUDES WORKING PAPER

N° 18

## L'IDENTITÉ DE FISHER ET L'INTERACTION ENTRE L'INFLATION ET LA RENTABILITÉ DES ACTIONS: L'IMPORTANCE DES RÉGIMES SOUS-JACENTS AUX MARCHÉS BOURSIERS

Abdelaziz Rouabah

Janvier 2006



BANQUE CENTRALE DU LUXEMBOURG  
EUROSYSTEM

## Table des matières

Résumé .....	3
Abstract .....	4
Introduction .....	5
1. Politique monétaire et prix des actifs financiers .....	6
2. Relation entre les cours boursiers et l'inflation .....	8
3. Les tests empiriques des spécifications en relation avec l'hypothèse proxy .....	13
4. Pluralité des régimes boursiers et analyse de la relation rentabilité-inflation: une application sur des données de la zone euro et du Luxembourg .....	14
4.1 Spécification du modèle à changement de régimes pour la rentabilité des actions .....	14
4.2 Description des données et évaluation du modèle à changement de régimes pour LuxX et DJE Stoxx .....	16
4.3 Relation entre la rentabilité des actifs boursiers et l'inflation: tests empiriques sur des données relatives aux indices LuxX et DJE Stoxx .....	18
Conclusion .....	23
Annexe 1 .....	25
Annexe 2 .....	26
Bibliographie .....	27

© Banque Centrale du Luxembourg, 2005

Address: 2, Boulevard Royal - L-2983 Luxembourg  
Telephone: (+352) 4774 - 1  
Fax: (+352) 4774 - 4910  
Internet: <http://www.bcl.lu>  
E-mail: [sg@bcl.lu](mailto:sg@bcl.lu)  
Téléx: 2766 IML LU

Reproduction for educational and non commercial purposes is permitted provided that the source is acknowledged.

# L'IDENTITÉ DE FISHER ET L'INTERACTION ENTRE L'INFLATION ET LA RENTABILITÉ DES ACTIONS: L'IMPORTANCE DES RÉGIMES SOUS-JACENTS AUX MARCHÉS BOURSIERS

par

Abdelaziz Rouabah\*

Janvier 2006

## Résumé

Cet article réexamine la problématique de la relation empirique négative entre la rentabilité des actions et les anticipations d'inflation. Le fondement théorique de cette relation est l'identité de Fisher. Dans ce contexte, la valeur réelle d'un actif est indépendante de l'inflation anticipée. Or, les récents tests empiriques semblent rejeter le postulat de Fisher et les résultats des estimations économétriques tenant compte de l'activité économique anticipée vont à l'encontre de l'hypothèse proxy de Fama. Cette analyse propose l'introduction d'une dimension supplémentaire, qui est la pluralité des régimes sous-jacents à la rentabilité boursière, dans l'analyse de la relation de l'inflation anticipée et des taux nominaux de la rentabilité des actions. Les estimations obtenues sur des données relatives à la zone euro et au Luxembourg sont plutôt en faveur du postulat de Fisher. Ainsi, les actions offrent une protection contre l'inflation et l'évolution de leur prix serait un indicateur avancé pour l'inflation anticipée.

Classification du JEL: G12; E44; E52

Mots clés: L'identité de Fisher; Marché financier; Régimes markoviens

---

\* Département monétaire, études économiques et statistiques. Les opinions émises dans cette étude doivent être considérées comme propres à l'auteur et ne reflètent pas nécessairement la position de la Banque centrale du Luxembourg. L'auteur tient à remercier ces collègues du département, en particulier J-P. Schoder, Ch. Blot et P.Guarda pour leurs commentaires, leurs suggestions et leurs remarques sur des versions antérieures de cette étude.

\* Adresse e-mail: abdelaziz.rouabah@bcl.lu

## **Abstract**

This paper sheds a new light on the puzzling negative relationship between nominal stock returns and expected inflation. The assertion that stocks offer a hedge against inflation is theoretically founded on the Fisher identity. Contrary to this fundamental view, recent empirical tests reject both the Fisher hypothesis and the Fama proxy hypothesis even when accommodating expected economic growth in the estimates. This article proposes to consider different regimes underlying stock market returns in the analysis of the relationship between inflation expectations and nominal stock returns. Using monthly data for the euro area and for Luxembourg over the past two decades, our results show that the Fisher hypothesis cannot be rejected when stock market regimes are accommodated in the estimates of the Geske & Roll inverse causality relation. In this context, shares allow for hedging against inflation and their prices can be used by central banks as a leading indicator for inflation.

JEL classification: G12; E44; E52

Keywords: Fisher hypothesis; Stock market; Markov Switching

## Introduction

Il est admis que les banques centrales ont contribué dans la majorité des pays développés et au cours des deux dernières décennies à une réduction sensible de leur taux d'inflation. En même temps, la volatilité et l'ampleur des fluctuations financières ne se sont pas estompées. Les effets de cette " instabilité " financière sur la croissance économique et sur la stabilité des prix constituent, pour certains, un risque qui doit être pris en compte par les autorités monétaires.

Durant les années 1999-2000, les indices boursiers aux Etats-Unis, au Japon et en Europe ont connu une évolution spectaculaire ; cette dernière a été suivie d'un effondrement des cours boursiers à partir de l'année 2001. En effet, à la fin de l'année 2002, les indices boursiers avaient perdu près de 40% comparativement à leur plus haut niveau observé en 2000 aux Etats-Unis et près de 50% en Europe et au Japon. La chute brutale enregistrée par les marchés financiers (particulièrement celui des actions) a été suivie par une progression importante des prix sur un autre segment qui est le marché de l'immobilier en Europe. Le problème fondamental est que les marchés financiers dont celui des actions représentent un canal d'influence de la politique monétaire sur l'économie que les banques centrales ont du mal à maîtriser.

Bryan, Cecchetti et O'Sullivan (2002) estiment que les indices traditionnels des prix à la consommation sous-évaluent l'importance de l'inflation. Ceci s'explique par l'exclusion des prix des actifs financiers (particulièrement les prix de l'immobilier) en tant que composante de l'indice général des prix. Afin de remédier à cette carence, ils préconisent leur inclusion dans le calcul de l'indice général des prix à la consommation. Par ailleurs, Cecchetti et al. (2003) affirmaient que la prise en compte des mouvements des prix des actifs financiers dans la conduite de la politique monétaire se traduirait par une plus grande performance des banques centrales en matière de stabilité des prix. A l'opposé, les travaux de Bernanke et Gertler (1999, 2001) montrent que les gains dus à la prise en compte des prix des actifs financiers sur la stabilité des prix demeurent très marginaux. Ainsi, d'un point de vue conceptuel deux thèses s'affrontent. Pour les uns, la stabilisation des prix des actifs financiers devrait figurer parmi les objectifs de la politique monétaire ; tandis que les opposants considèrent que ces derniers ne constituent qu'un élément informationnel parmi d'autres que les banques centrales observent déjà.

Ce débat académique dépasse le cadre de cette analyse. L'objectif de ce document concerne plutôt le rôle informationnel des prix des actions pour les autorités monétaires. Autrement dit, les prix des actions véhiculent-ils des informations relatives aux attentes des acteurs du marché en matière d'inflation<sup>1</sup>? Le cadre théorique emprunté pour répondre à cette problématique est l'identité de Fisher. Dans ce contexte, il faut souligner qu'une multitude de travaux empiriques dédiés à la vérification de cette identité révèlent que la relation entre l'inflation et la rentabilité des actions est opposée à celle reflétée par l'identité de Fisher. Autrement dit, la rentabilité des indices boursiers ne véhiculerait aucune indication sur l'inflation future.

En adoptant un modèle issu de la combinaison de la théorie de la demande de la monnaie et de la théorie quantitative de la monnaie, Fama (1981) affirmait que la relation négative entre les taux nominaux de rentabilité des actions et l'inflation n'est que le reflet du lien négatif entre cette dernière et l'activité économique réelle. Il explique que dans la mesure où l'activité économique réelle est négativement corrélée à l'inflation et puisque la rentabilité des actions est corrélée

---

<sup>1</sup> En l'absence d'indication précise dans la suite de cette analyse, le terme inflation se réfère à ses deux composantes: inflation anticipée et la variation de l'inflation anticipée.

positivement à l'activité économique, la corrélation négative entre l'inflation et les taux nominaux de la rentabilité des actions est fallacieuse. Elle ne représente qu'une relation proxy du lien entre les évolutions des prix des actions et de la production. Ainsi, la thèse dite de " proxy effect hypothesis" de Fama est souvent avancée pour justifier les résultats empiriques opposés à l'identité de Fisher. Il faut souligner que la plupart des travaux empiriques relatifs à l'analyse de la relation de l'inflation et la rentabilité des actions ne tiennent pas compte de l'instabilité temporelle de cette relation dont l'origine peut être attribuée à l'émergence de bulles spéculatives et/ou à des fluctuations non-dictées par les fondamentaux.

Dans la présente étude, notre principale contribution est d'ordre empirique. Elle consiste en la prise en compte de différents régimes générateurs de la rentabilité des actions dans l'estimation de l'identité de Fisher, c'est-à-dire dans l'analyse de la relation entre l'inflation et la rentabilité des actions. L'omission des régimes qui caractérisent les processus générateurs de la rentabilité des actions dans l'analyse de la relation " inflation-rentabilité " peut introduire des biais et suggérer la présence d'une corrélation négative. Si l'introduction des régimes génère une relation conforme à l'identité de Fisher (corrélation positive entre l'inflation anticipée et la rentabilité des actions), on pourrait mettre en doute les arguments avancés par Fama. Et le rendement des actions serait, alors, un indicateur avancé de l'inflation future.

Ainsi, nous avons modélisé l'évolution temporelle des taux nominaux de la rentabilité des indices boursiers selon une spécification à changement de régimes à la Hamilton (1989). Les probabilités conditionnelles lissées issues de cette première étape ont été transformées en une variable dichotomique. Cette dernière est introduite en tant que variable indicatrice dans les estimations des deux spécifications préconisées par Fama (1981) et par Geske et Roll (1983). Les résultats obtenus sont en partie conformes à l'identité de Fisher. Contrairement aux thèses de Fama ( proxy effect hypothesis) et de Geske et Roll (inverse causality), les taux de rentabilité des actions sont positivement corrélés à l'inflation. Ainsi, il semble que les actifs financiers, en l'occurrence les actions, offrent une protection au moins partielle contre l'inflation. De plus, les taux de rentabilité des actions sont susceptibles d'être utilisés par les banques centrales en tant que source d'information sur les attentes inflationnistes des acteurs du marché d'actions. Il est à noter que les résultats obtenus dans cette étude confirment et renforcent ceux obtenus récemment par Madsen (2005) dont l'analyse tient compte non pas des régimes sous-jacents à la rentabilité des actifs, mais de la présence de chocs d'offre. Madsen indique que l'ignorance de ces chocs est une source de biais. Elle serait préjudiciable à la qualité des estimations empiriques afférentes à l'identité de Fisher.

Le plan de l'étude s'articule autour de la problématique relative à la relation inflation-rentabilité des actifs financiers. Néanmoins, il semble utile de rappeler dans une première partie la problématique conceptuelle relative à l'inclusion de la stabilité des prix des actifs financiers parmi les objectifs de la politique monétaire. La seconde partie expose les relations théoriques entre les prix des actifs financiers et l'inflation. La troisième partie est dédiée à la présentation des formulations empiriques des relations théoriques décrites dans la seconde partie. Vient enfin l'estimation empirique sur des données relatives à la zone euro et au Luxembourg.

## **1. Politique monétaire et prix des actifs financiers**

Les partisans de la prise en compte des prix des actifs financiers parmi les objectifs des autorités monétaires justifient leur position à la fois par l'impact de l'instabilité financière sur l'activité économique réelle, mais aussi par l'influence du patrimoine financier sur la consommation, sur l'investissement et sur l'évolution des prix.

La hausse des prix des actifs financiers augmente la richesse des agents économiques de manière plus ou moins imprévue et peut entraîner un désir de consommation supplémentaire des ménages et une progression de l'investissement des entreprises. En effet, pendant les périodes où les cours de titres dépassent leur valeur fondamentale, les prix relatifs sont faussés, ce qui entraîne une mauvaise affectation des ressources. De plus, il est fort probable que les ménages fondent leur consommation sur des plus-values latentes (une richesse qui n'existe que sur le papier), que les entreprises procèdent à des investissements fondés sur une valeur boursière gonflée ( $q$  de Tobin) et que les ménages et les entreprises contractent facilement des emprunts parce que leurs ratios d'endettement paraissent relativement faibles.

Les distorsions des dépenses des ménages décrites précédemment peuvent être assimilées à un accroissement exogène de la consommation qui serait financé à crédit. Si la banque centrale garde ses taux directeurs inchangés puisque les indices traditionnels de prix n'affichent aucun signe d'inflation, l'accroissement de la demande de monnaie induite par les transactions financières et par la croissance de la consommation à revenu donné est accommodé. Il en résulte une baisse de la vitesse de la circulation de la monnaie. L'aisance en liquidité se conjugue à l'enrichissement des détenteurs d'actifs pour alimenter l'euphorie spéculative, tandis que le crédit s'accroît beaucoup plus vite que le revenu. Une fragilité financière dissimulée par la valorisation des actifs patrimoniaux s'installe. Elle est déjà consolidée lorsque les premiers signes d'inflation induite par le surcroît de la dépense incitent la banque centrale à durcir la politique monétaire.

Dans une situation de fragilité financière, le durcissement de la politique monétaire peut avoir des conséquences importantes sur l'économie réelle. Car la hausse des taux d'intérêt qui en découle agit de manière perverse. En atténuant la spéculation, la hausse des taux déprime de manière significative les prix des actifs et fragilise les bilans des agents économiques. Leurs efforts pour écourter la fragilité de leur situation financière se traduisent par un tassement de l'activité économique.

En effet, l'augmentation des charges financières dans les comptes des entreprises lamine leurs profits et pèse sur les prix des biens et services courants, alors que les prix des actifs financiers sont baissiers.

En théorie, la fragilité financière des entreprises peut être accentuée par une contraction des ouvertures de crédit de la part des établissements bancaires. Le phénomène inverse de la phase euphorique se produit. Les conditions financières se conjuguent pour provoquer une contraction de la dépense plus sévère que ne l'indiquerait l'ajustement du revenu si la dépense était restée constante, a fortiori si elle avait été anticyclique. Bernanke, Gertler et Gilchrist (1996) attribuent ce processus à l'action de l'accélérateur financier. Il en résulte une forte contraction de la masse monétaire, plus importante que celle de l'activité économique, qui réduit la liquidité de l'économie tant que l'ajustement des comptes des agents économiques à fort taux d'endettement n'est pas terminé. Dans la pratique, les faits montrent que les fluctuations et les changements de trajectoires des marchés financiers font perdre à la politique monétaire, au moins à court terme, ses repères conventionnels, en l'occurrence l'évolution de la masse monétaire. La ré-allocation de portefeuille (portfolio shift) observée au sein de la zone euro après le dégonflement de la bulle financière est une illustration de cette problématique.

Que l'on soit adepte de la doctrine monétaire traditionnelle (objectif intermédiaire quantifié) ou d'une stratégie combinée en agissant sur les taux d'intérêt d'une part et en contrôlant la croissance des agrégats monétaires d'autre part, tout le monde s'accorde à dire que l'action des autorités monétaires à travers les taux d'intérêt et/ou à travers l'agrégat monétaire choisi représente un outil

opérationnel pour juguler l'inflation véhiculée par les actifs financiers. Toutefois, ces actions peuvent conduire à un ralentissement de l'activité économique dont les conséquences et la persistance sont difficiles à prévoir. Ainsi, l'exercice consistant à entretenir des taux de croissance économique équilibrés (sans inflation) est difficilement réconciliable avec les interventions des autorités monétaires en période de bulles financières. C'est l'une des raisons qui explique probablement le scepticisme des banques centrales à intervenir pour freiner le rythme de gonflement de la bulle.

Dans un contexte où la surévaluation des prix des actifs financiers peut véhiculer de l'inflation par le biais de l'incidence de la richesse sur la consommation, certains auteurs (Alchian et Klein, 1973; Blanchard, 2000; Goodhart, 2001; Cecchetti, Genberg et Wadhvani, 2003, Cecchetti, 2003) militent pour la prise en compte de l'impact des prix des actifs financiers sur l'inflation. Autrement dit, ils estiment que la prise en compte des prix des actifs financiers par la politique monétaire se traduirait par une plus grande stabilisation de l'inflation et par une réduction de l'écart de production. A l'opposé, les travaux de Bernanke et Gertler, 1999, 2001; de Gilchrist et Leahy; 2002 aboutissent à la conclusion que les gains en matière de stabilisation sont très marginaux comparativement à la réponse implicite de l'inflation anticipée à l'évolution des prix des actifs. Ils estiment que les conséquences de la bulle sont systématiquement neutralisées grâce aux efforts des banques centrales de maintenir un taux d'inflation conforme à leurs objectifs.

Smets (1997) et Detken et Smets (2003) adoptent une position intermédiaire. Ils conditionnent les interventions des banques centrales, dont l'objectif est la stabilité des prix, par la détermination des facteurs qui sont à l'origine des mouvements des prix des actifs financiers. Si l'accroissement des prix des actifs est dû, par exemple, à un choc positif et permanent de la productivité totale des facteurs, aucune intervention n'est nécessaire. A l'opposé et dans la mesure où l'évolution des prix des actifs financiers est associée à un choc non lié aux fondamentaux économiques, la politique monétaire doit répondre par un changement des niveaux des taux d'intérêt directs.

Dupor (2002) a montré qu'en présence de frictions sur le marché de crédits, les autorités monétaires devraient choisir entre la stabilité de l'inflation et la stabilité des prix des actifs. Dupor affirme qu'une politique monétaire axée sur la stabilisation de l'inflation serait optimale car la progression du niveau général des prix est un indicateur des distorsions affectant d'une part l'arbitrage des ménages en matière d'emploi et de loisir, mais aussi la répartition des ressources entre secteurs économiques. Cependant, si les prix des actifs financiers sont affectés par des chocs non-fondamentaux, l'analyse de Dupor (2002) révèle que la stabilisation des prix des actifs financiers serait optimale dans la mesure où elle permet la réduction des distorsions entre les taux de rentabilité de l'investissement physique et ceux du portefeuille.

En dépit de l'existence d'un large consensus dans la littérature économique selon lequel les prix des actifs financiers peuvent influencer sur le niveau général des prix et sur l'activité économique par le biais de différents canaux de transmission, des divergences de vues se sont concentrées sur l'utilité de la réaction des autorités monétaires. Dans ce contexte, il nous a semblé utile de rappeler le cadre théorique de la relation entre l'inflation et les prix des actifs financiers et de s'interroger sur leur validité empirique au sein de la zone euro et au Luxembourg.

## **2. Relation entre les cours boursiers et l'inflation**

L'équation de Fisher stipule que le taux nominal de rentabilité d'un actif financier, tel que les actions, est égal à la somme de l'inflation anticipée et du taux réel de rentabilité de l'action. Cette identité est basée sur deux hypothèses. La première est relative à l'efficacité du marché des

actions; tandis que la seconde stipule que le taux réel de rentabilité est déterminé par des facteurs réels, et qu'ainsi il est indépendant des anticipations inflationnistes. Par conséquent, les taux nominaux de rentabilité des actions peuvent être utilisés par les autorités monétaires en tant qu'indicateur avancé de l'inflation. Dans ce contexte, on peut alors imaginer que les banques centrales accroissent leur taux d'intérêt directeur en réponse à une hausse des prix des actions non-dictée par des facteurs réels et les baissent dans le cas contraire.

Or, de multiples travaux empiriques (Fama, 1981; Geske et Roll, 1983; Kaul, 1987; Kim, 2003) destinés à tester l'équation de Fisher révèlent une relation négative entre la rentabilité des valeurs et l'inflation. Cette nouvelle relation est qualifiée dans la littérature économique de "stock return-inflation puzzle". Une multitude d'études fut consacrée à l'analyse de cette relation inverse entre la rentabilité des actifs et une variété de mesures de l'inflation ou de l'inflation anticipée. L'hypothèse dominante pour expliquer cette anomalie est celle dite de "proxy-effect" avancée par Eugene Fama (1981). Dans ce cadre, différentes approches macro-économiques furent adoptées pour expliquer cette hypothèse.

Fama (1981) soutient l'idée que la relation négative entre l'inflation et les prix des actifs financiers reflète simplement la relation positive entre la rentabilité des actifs et l'activité économique réelle. Etant donné que l'activité économique est négativement corrélée à l'inflation et puisque la rentabilité boursière est liée à l'activité économique, la relation négative de la rentabilité et de l'inflation n'est qu'une expression proxy du lien entre l'évolution des prix et les variations de la production. Pour justifier cette relation négative, Fama s'appuie sur la théorie de la demande de monnaie et sur la théorie quantitative de la monnaie. Il postule, par ailleurs, que la demande de la monnaie dépend positivement de l'activité économique réelle anticipée et négativement du taux d'intérêt nominal observé. Il exprime cette relation par:

$$\Delta \ln m_t = \Delta \ln M_t - \Delta \ln P_t = \alpha + \beta \left[ \Delta \ln \left( \hat{y}_t \right) \right] + \delta \left[ \Delta \ln (1 + R_t) \right] + \varepsilon_t$$

où  $m_t$  et  $M_t$  représentent, respectivement, le volume et la valeur nominale de la masse monétaire,  $P_t$  est le niveau des prix,  $\hat{y}_t$  est une mesure de l'activité économique réelle anticipée et  $R_t$  reflète le taux d'intérêt nominal.  $\Delta$  est l'opérateur de différence des variables concernées et  $\varepsilon_t$  est une perturbation aléatoire. Le paramètre  $\beta$  est positif, tandis que le paramètre  $\delta$  est négatif. Afin de distinguer la variable endogène des variables exogènes, Fama adopte une spécification fisherienne avec des anticipations rationnelles de la théorie quantitative de la monnaie. L'activité réelle est déterminée en dehors de la sphère monétaire. A l'intérieur de la sphère monétaire, le niveau des prix est la variable endogène majeure, tandis que la masse monétaire et les taux d'intérêt sont exogènes.

En tenant compte de l'exogénéité de l'activité économique réelle, de l'offre de la monnaie et des taux d'intérêt, l'équation de la demande de la monnaie devient un modèle pour l'inflation. En effet, en réagénçant les termes de l'équation précédente, on obtient:

$$\Delta \ln P_t = -\alpha - \beta \Delta \ln \hat{y}_t - \delta \Delta \ln R_t + \lambda \Delta \ln M_t + \eta_t$$

Avec:  $\eta_t = -\varepsilon_t$ ,  $\lambda = 1$

Autrement dit, une intensification de l'activité réelle a un effet négatif sur les prix; tandis que l'accroissement de la masse monétaire a un impact positif sur ces derniers. Le socle de ce modèle est la demande de la monnaie. Si les agents économiques anticipent une baisse de l'activité

économique, les cours des actions seront affectés car ces derniers présentent une relation positive avec l'activité économique. La demande de monnaie sera aussi affectée et on assistera à un excès de l'offre de celle-ci. Dans ce contexte, les prix sont amenés à progresser afin de restaurer l'équilibre monétaire. C'est donc la nature des anticipations des agents économiques en matière de demande de la monnaie qui est à l'origine de la relation inversée entre l'inflation et l'activité économique.

Geske et Roll(1983) ont relâché l'hypothèse de Fama relative au caractère exogène de l'offre de la monnaie. Ils ont proposé un modèle de causalité inversée selon lequel la relation de causalité pourrait aller de la rentabilité des actions à l'inflation et non pas l'inverse. Ils considèrent que la politique fiscale joue un rôle prépondérant dans l'explication de cette relation inversée. Ils expliquent que la baisse des prix des actifs financiers est le signe d'un ralentissement de l'activité économique, et donc des recettes fiscales de l'Etat. Ceci conduit à anticiper un déficit budgétaire et des mesures inflationnistes de la part des gouvernements afin de financer leurs déficits. Par conséquent, un mouvement baissier des cours boursiers est un signal de progression des déficits futurs. La monétisation d'une partie du déficit se traduira par une augmentation de l'offre de la monnaie et de l'inflation. L'inflation anticipée et la rentabilité des actions présentent donc une relation négative.

Selon Geske et Roll, la monétisation du déficit est à l'origine de cette relation négative entre la rentabilité des actifs financiers et l'inflation. Or, depuis le début des années 1990 les banques centrales de la majorité des pays occidentaux sont devenues indépendantes et leur objectif institutionnel principal est la stabilité des prix. La monétisation systématique des déficits gouvernementaux s'est estompée et l'émission de titres obligataires et/ou des bons de trésor est devenue la règle pour le financement des déficits publics. Compte tenu de cette nouvelle situation, il est légitime de s'interroger sur la pertinence de la thèse dite de causalité inversée.

L'inflation à long terme est souvent considérée comme étant un phénomène purement monétaire. Si les déficits publics sont financés par l'émission de titres et non pas par la création monétaire et si l'offre de la monnaie à long terme est déterminée par les autorités monétaires, tandis que la demande de la monnaie à long terme est stable, l'impact via la demande de la politique fiscale sur l'inflation ne serait que de court terme (Roldan, 1996). Or, selon Taylor (1995), il s'avère qu'à long terme l'interaction des politiques fiscale et monétaire est beaucoup plus complexe. D'ailleurs même en présence de banques centrales indépendantes et de politiques monétaires restrictives, le fameux article de Sargent et Wallace (1981) illustre des scénarios dans lesquels l'absence d'une coordination entre les politiques fiscale et monétaire conduit à un taux d'inflation plus élevé. Compte tenu de cette nouvelle situation, il nous paraît que la thèse de causalité inversée est susceptible d'être vérifiée même en l'absence d'une monétisation des déficits publics.

Kaul (1987) apporte une explication alternative à la thèse de Geske et Roll. Son modèle tient compte à la fois des facteurs de la demande introduits par Fama et des facteurs de l'offre de monnaie préconisés par Geske et Roll. Cependant, au lieu de considérer la politique monétaire comme un outil de financement des déficits, Kaul opte pour une présentation selon laquelle les banques centrales poursuivent des politiques monétaires soit pro-cycliques, soit contra-cycliques. Kaul concédait que l'explication de la relation de causalité inversée proposée par Geske et Roll cadre avec un régime de politique monétaire contra-cyclique. Ainsi, l'interprétation de Kaul laisse penser que la relation entre l'inflation et la rentabilité des actifs n'est nullement figée. En période de politique monétaire pro-cyclique, il est donc envisageable que la rentabilité des actifs soit liée positivement à l'inflation anticipée.

Le mécanisme de transmission décrit par Kaul est le suivant. L'anticipation d'un ralentissement économique est signalée par une baisse des prix des actions. Les banques centrales réagissent à cette anticipation par une politique anticyclique dont l'aboutissement est un accroissement de l'offre de la monnaie. Cela se traduira par une augmentation de l'inflation au moment présent, mais aussi par une révision à la hausse des anticipations de l'inflation. L'inflation et la rentabilité des actions présentent donc une relation négative.

Les travaux en panel de Boudoukh, Richardson et Whitelaw (1994) aboutissent à la même conclusion que Kaul. En effet, il ressort de leur analyse que la relation négative entre l'inflation anticipée ou non-anticipée et la rentabilité des actions est plus importante dans les activités à caractère cyclique, mais dont l'output est fortement corrélé à l'inflation anticipée. De la même manière que Kaul, Boudoukh et al. attribuent le signe négatif afférent à l'inflation non-anticipée au caractère restrictif des interventions des autorités monétaires. Ainsi, une progression non-prévue de l'inflation augmente le risque d'une politique monétaire contra-cyclique, laquelle est susceptible soit de réduire les revenus réels anticipés, soit de faire progresser les taux d'actualisation des investisseurs. Dans le même ordre d'idée, Thorbecke (1997) montre que les politiques monétaires restrictives ont des effets négatifs et significatifs sur les prix des actions.

D'autres études plus récentes apportent des résultats empiriques qui confortent la thèse de Fama selon laquelle la rentabilité des actions est dictée par l'activité économique et non pas par l'inflation. En adoptant une approche VAR, Lee (1992) démontre que la rentabilité des actions reflète l'activité économique et non pas l'inflation. Balduzzi (1995) examine l'hypothèse proxy de Fama par l'adoption d'une approche de décomposition de la variance. Les résultats obtenus révèlent que la croissance économique entraîne une corrélation négative, mais faible, entre l'inflation et la rentabilité des actions. Gallagher et Taylor (2002) ont développé un modèle théorique destiné à tester l'hypothèse proxy. Ils concluent que la rentabilité des actions est fortement et négativement corrélée à l'inflation. En tenant compte des chocs d'offre dans l'analyse de la relation "inflation-rentabilité" des actions dans 16 pays de l'OCDE, Madsen (2005) remet sérieusement en question la validité des résultats empiriques des études antérieures relatives aux tests empiriques de l'identité de Fisher.

Mais afin de comprendre cette relation paradoxale entre l'inflation et la rentabilité des actifs, le candidat naturel c'est peut-être le modèle de Gordon-Shapiro (1956) dédié à la valorisation des actions (voir encadré 1).

### Encadré 1

La valeur fondamentale ou d'équilibre d'une action selon le modèle de Gordon et Shapiro n'est que la valeur de ses dividendes futurs actualisés telle que:

$$V_t = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{D_{t+k}^a}{(1+i)^k} \quad (1)$$

Où  $V_t$  est la valeur de l'action au moment présent,  $D_{t+k}^a$  est la valeur nominale future du dividende anticipé à la période  $(t+k)$  et  $(i)$  représente le taux d'actualisation nominal, supposé constant. La relation 1 peut être dérivée à partir du théorème de Modigliani-Miller (1958). En effet, en l'absence d'arbitrage portant sur la rentabilité des actions et des titres sur la dette d'une entreprise quelconque, la valeur de l'action de cette entreprise est alors donnée par la somme actualisée des flux de dividendes futurs.

Ce modèle d'évaluation des actions retient les seuls dividendes comme valeur explicative du cours du titre. Dès lors, le problème est de déterminer le montant des dividendes futurs (numérateur de l'expression 1). Dans ce cadre, on peut envisager deux sources principales affectant le taux de croissance du dividende. La première consiste en l'augmentation anticipée des profits réels des entreprises; tandis que la seconde peut être attribuée à l'inflation anticipée. Dans ce contexte,  $D_{t+k}^a = d_{t+k}^a * P_{t+k}^a$  où  $d_{t+k}^a$  représente la valeur réelle du dividende à l'instant  $(t+k)$  et  $P_{t+k}^a$  reflète le niveau général anticipé des prix à la consommation à la même période. Pour des raisons de simplicité, supposons maintenant que le dividende réel ( $d$ ) est constant à travers le temps; tandis que le taux d'inflation ( $\pi$ ) demeure constant et parfaitement anticipé par les investisseurs. Il en découle que le niveau anticipé des prix  $P_{t+k}^a$  peut s'exprimer simplement par  $P_t(1+\pi)^k$ . Remarquons que sous ces hypothèses, la formule des dividendes réels anticipés devient:  $D_{t+k}^a = d * P_t(1+\pi)^k$ .

Quant au dénominateur de l'expression 1, il peut être décomposé en deux éléments: le taux d'actualisation réel ( $r$ ) et l'inflation<sup>2</sup>. Ainsi le facteur d'actualisation  $(1+i)$  devient  $(1+r)(1+\pi)$ .

En tenant compte de l'hypothèse de constance de l'inflation et du dividende, la relation décrite par 1 s'exprime ainsi:

$$V_t = \sum_{k=1}^{\infty} \frac{d * P_t(1+\pi)^k}{(1+r)^k * (1+\pi)^k} \quad (2)$$

Après simplification de cette dernière, nous aboutissons à une formulation de la valeur d'une action qui est:

$$V_t = \frac{d * P_t}{r} \quad (3)$$

Selon l'expression 3, il est clair que les prix des actions n'évoluent pas de manière proportionnelle à l'évolution du niveau général des prix à la consommation, particulièrement si l'inflation est accompagnée soit (1) par une réduction de la valeur réelle du dividende ( $d$ ), soit (2) par une augmentation du facteur d'actualisation ( $r$ ).

L'équation 3 offre, par ailleurs, une explication à l'hypothèse proxy de Fama. Selon ce dernier, la révision à la baisse des anticipations en matière de croissance de l'activité économique est synonyme d'une diminution des profits et des dividendes futurs avec un effet direct et immédiat sur la valeur réelle, mais aussi nominale des actions, laquelle est associée à une progression du niveau général des prix à la consommation ( $P_t$ ). C'est ce raisonnement qui explique la relation négative entre la rentabilité des actions et l'inflation.

Il y a lieu de noter que la progression du niveau général des prix à la consommation s'explique par l'excès de l'offre de la monnaie, lui-même dû à la révision à la baisse de la croissance économique anticipée. En outre, les hypothèses adoptées par Fama (exogénéité du taux d'intérêt et de l'offre de la monnaie) font de la progression du niveau général des prix à la consommation l'unique élément mécanique d'ajustement pour la restauration de l'équilibre monétaire. Au total, c'est le caractère prospectif de la demande de la monnaie par les agents qui génère une inversion de la relation entre l'inflation actuelle et la croissance économique anticipée.

<sup>2</sup> Cette formulation n'est que l'expression de l'identité de Fisher.

### 3. Les tests empiriques des spécifications en relation avec l'hypothèse proxy

Le cadre théorique de base des spécifications empiriques adoptées dans les différents travaux est celui de l'identité de Fisher. Selon cette dernière, le taux nominal de la rentabilité d'une action ( $R$ ) observé à la fin de la période ( $t-1$ ) peut être décomposé en un taux réel de la rentabilité anticipée pour la période présente  $E_{t-1}(r_t)$  et en un taux d'inflation anticipé  $E_{t-1}(\pi_t)$ . Autrement dit, l'identité de Fisher peut être formulée de la manière suivante:

$$R_{t-1} = E_{t-1}(r_t) + E_{t-1}(\pi_t) \quad (4)$$

En réaménageant cette identité, on peut exprimer le taux d'inflation anticipée par rapport aux autres variables:

$$E_{t-1}(\pi_t) = -E_{t-1}(r_t) + R_{t-1} \quad (5)$$

En tenant compte de l'inflation non-anticipée ( $\eta_t$ ), le taux d'inflation pour la période présente ( $t$ ) peut être formulé ainsi:

$$\pi_t = -E_{t-1}(r_t) + R_{t-1} + \eta_t \quad (6)$$

Fama et Gibbons (1984) préconisent une variante à estimer de cette équation, selon laquelle le taux réel de rentabilité anticipé peut varier dans le temps en suivant une marche aléatoire. La spécification estimée est de la forme:

$$\pi_t = \alpha_{t-1} + \beta R_{t-1} + \eta_t \quad (7)$$

Les résultats obtenus affichent un coefficient ( $\beta$ ) très significatif et très proche de 1, ce qui est conforme à l'hypothèse implicite véhiculée par l'équation 6. Par ailleurs, les auteurs soulignent que la régression contrainte (c'est-à-dire  $\beta=1$ ) réduit sensiblement l'écart-type des résidus et elle transforme les auto-corrélations présentes dans les résidus en un bruit blanc.

Etant donné l'importance des attentes des agents économiques, la plupart des auteurs tiennent compte explicitement de l'inflation anticipée ainsi que des révisions dans les anticipations inflationnistes des agents afin de tester l'hypothèse proxy. Geske et Roll (1983) justifient la prise en compte de la révision des anticipations dans l'analyse de la relation "inflation-rentabilité des actifs" par la forte corrélation entre le changement des anticipations inflationnistes et l'inflation inattendue (erreurs de prévisions). En postulant que les taux réels de rentabilité sont déterminés par des facteurs réels, et qu'ainsi ils sont indépendants, aussi bien en niveaux qu'en variations, des anticipations inflationnistes, la majorité des études expriment généralement le test final sous la forme suivante:

$$\text{Avec } R_t = \alpha + \beta (\pi_t^a) + \delta (\pi_{t+1}^a - \pi_t^a) + e_t \quad (8)$$

$R_t$  représente le taux nominal de rentabilité ex-post de l'actif;  $\pi_t^a = E(\pi_t | \psi_{t-1})$  est l'anticipation de l'inflation pour la période présente formulée à la fin de la période précédente. Le paramètre ( $\alpha$ ) est la constante de la régression. Elle est sensée intercepter le taux réel de rentabilité supposé constant. Les paramètres ( $\beta$ ) et ( $\delta$ ) sont les coefficients des anticipations inflationnistes et des révisions des anticipations. Selon l'hypothèse de Fisher, ces deux paramètres sont égaux à 1.

Autrement dit, les variations des taux nominaux de rentabilité s'expliquent par deux variables, en l'occurrence l'inflation anticipée et non-anticipée. Par ailleurs, il est envisageable, tel que préconisé par Fama et Gibbons (1984), de substituer à la constante de l'expression (8) un paramètre récursif dont le processus générateur est une marche aléatoire. A noter que l'inflation inattendue ne peut

être interprétée de façon univoque, car son effet sur les prix dépend de la mesure dans laquelle les variations imprévues de l'inflation influent sur les attentes. Selon l'interprétation de Geske et Roll, la variable relative à l'inflation non-anticipée représenterait les variations de l'inflation attendue. Ainsi, ces deux auteurs proposent d'inclure directement dans l'équation les variations de l'inflation attendue. Autrement dit, l'expression proposée par Geske et Roll pour décrire la relation inversée entre l'inflation et la rentabilité des actions est de la forme:

$$\pi_{t+1}^a - \pi_t^a = \alpha_t + \gamma [\beta R_t - \pi_{t+1}^a] + \zeta_t \quad (9)$$

Geske et Roll considèrent que, dans cette expression, les paramètres  $\alpha$  et  $\gamma$  doivent être faibles et de signe opposé à celui de  $\beta$  dont la valeur est négative. L'évaluation empirique de cette expression valide leur hypothèse relative à la relation inversée entre l'inflation et la rentabilité des actions, selon laquelle un mouvement des cours boursiers induit une révision des anticipations inflationnistes des agents.

#### **4. Pluralité des régimes boursiers et analyse de la relation rentabilité-inflation : une application sur des données de la zone euro et du Luxembourg**

L'une des hypothèses implicites aux relations précédentes est que les marchés financiers sont efficaces. L'adoption d'une telle hypothèse est synonyme d'une relation stable entre les prix des actifs financiers et leurs déterminants fondamentaux. Or, les travaux de Shiller (1981) dont les résultats révélaient que la variance des cours boursiers fut trop élevée par rapport à celles des fondamentaux vont à l'encontre de l'hypothèse d'efficacité des marchés. Artus (1998) affirmait que la relation entre l'inflation et le prix des actifs peut être instable. L'absence d'une relation stable, au moins à court terme, entre les cours boursiers et leurs déterminants fondamentaux peut être expliquée au niveau macroéconomique, soit par l'irrationalité ou la myopie des agents économiques, soit par l'existence de bulles rationnelles<sup>3</sup>. Autrement dit, étudier la relation entre les prix des actifs financiers et l'inflation sans tenir compte de ces imperfections et anomalies conduit nécessairement à des relations fallacieuses.

Cette analyse s'inscrit dans la lignée des travaux traitant la relation entre les prix des actions et l'inflation. Toutefois, elle se distingue par l'adoption d'une démarche innovatrice dont l'objectif est de tenir compte de l'instabilité temporelle du processus générateur de la rentabilité des actifs. Autrement dit, nous tenons compte dans la modélisation des possibilités d'évolution des cours boursiers selon différents régimes. Nous modélisons tout d'abord la rentabilité des indices boursiers LuxX et Eurostoxx selon un modèle à changement de régimes markovien (Hamilton, 1989). Cette première étape va nous permettre de déterminer dans quelle mesure ces indices dépendent d'un régime ou d'un autre. Par la suite, nous transformons les probabilités issues de ce modèle en 1 ou en 0 selon que la probabilité obtenue est supérieure ou inférieure à 0.5 et nous les introduisons en tant que variables indicatrices dans les régressions décrites par les spécifications 8 et 9.

##### **4.1 Spécification du modèle à changement de régimes pour la rentabilité des actions**

Dans le contexte des marchés financiers, les modèles économétriques à changement de régimes se réfèrent à des situations dans lesquelles la rentabilité des actions, par exemple, est issue de deux distributions différentes. Différents auteurs ont soulevé la problématique des régimes qui caractérisent le processus d'évolution de la rentabilité des actifs financiers. Cecchetti, Lam et Mark

<sup>3</sup> Les bulles rationnelles sont des bulles spéculatives. Elles expriment une divergence systématique des prix des actifs financiers par rapport aux valeurs fondamentales, qui ne viole pas l'efficacité des marchés, au sens technique de l'arbitrage parfait entre la rentabilité anticipée de l'actif spéculatif et le taux d'intérêt portant rémunération des actifs financiers sans risque.

(1990) ont analysé cette problématique dans le cadre du modèle d'équilibre des actifs financiers de Lucas (Lucas asset pricing model) dans lequel les dotations économiques varient selon le cycle de la croissance économique. Les résultats obtenus montrent que les changements de régimes des fondamentaux affectent à la fois le taux moyen de la rentabilité des actifs, mais aussi la concentration des valeurs observées autour de cette valeur centrale. Le second exemple est le modèle des bulles stochastiques de Blanchard et Watson (1984), selon lequel deux possibilités sont à envisager, soit l'éclatement de la bulle, soit la poursuite de son gonflement. Dans ce cadre, le processus générateur des taux de rentabilité est issu de deux distributions distinctes (gonflements ou éclatement des bulles). L'encadré 2 contient un rappel sur les modèles à changement de régime, mais aussi une description de la forme de l'équation adoptée dans le cadre de cette analyse.

### Encadré 2

Souvent, quatre types de modèles à changement de régimes sont proposés dans la littérature financière pour l'analyse du comportement des séries de la rentabilité des actifs. La première spécification est celle proposée initialement par Hamilton (1989). Dans ce cas de figure, la rentabilité est générée par deux distributions qui ne diffèrent que par leur moyenne (Switching in means). La seconde spécification se caractérise simplement par une différence des variances (Switching in variances). La troisième est une combinaison des deux (Switching in means and variances); tandis que la dernière se caractérise par des moyennes, des variances et des paramètres propres à chaque régime (Switching in means, variances, and parameters). Cette dernière spécification sera appliquée à nos données. Elle peut être formulée par un modèle autorégressif à changement de régimes markoviens:

$$R_t = \mu_0(1 - S_t) + \mu_1 S_t + \beta_0 R_{t-1}(1 - S_t) + \beta_1 R_{t-1} S_t + [\sigma_0(1 - S_t) + \sigma_1 S_t] e_t \quad (10)$$

( $R_t$ ) représente les taux nominaux de rentabilité des indices boursiers, ( $e_t$ ) est l'innovation de la régression. Elle est supposée suivre une loi de distribution normale ( $e_t \sim \text{i.i.d. } N(0, \sigma^2)$ ). ( $S_t$ ) est une variable d'état binaire inobservée. Cette dernière désigne une chaîne de Markov d'ordre 1 dont les probabilités de transition sont:

$$\Pr(S_t = 0 | S_{t-1} = 0) = p$$

$$\Pr(S_t = 1 | S_{t-1} = 0) = 1 - p$$

$$\Pr(S_t = 1 | S_{t-1} = 1) = q$$

$$\Pr(S_t = 0 | S_{t-1} = 1) = 1 - q$$

Cette spécification est composée de deux régimes, c'est-à-dire que les indices boursiers sont issus de deux processus stochastiques différents. Le mouvement d'un régime vers un autre peut être dicté soit par des forces économiques, soit par de simples considérations spéculatives à la baisse comme à la hausse. En période d'incertitude ou de spéculation, les marchés financiers affichent un excès de volatilité qui pourrait être à l'origine des changements de régimes. Nous attribuons le régime ( $S=0$ ) aux périodes d'une volatilité élevée et le régime ( $S=1$ ) aux périodes de volatilité moins importante. La probabilité de la poursuite de la période d'excès de volatilité est quantifiée par ( $p$ ); tandis que celle d'une volatilité moins importante est mesurée par ( $q$ ). Les probabilités de transition d'une phase de volatilité excessive à une phase normale et inversement sont mesurées par ( $1-p$ ) et ( $1-q$ ). On rappelle que les durées moyennes "estimées" d'être en régime ( $S=0$ ) ou ( $S=1$ ) sont données par  $1/(1-p)$  et  $1/(1-q)$ .

## 4.2 Description des données et évaluation du modèle à changement de régimes pour LuxX et DJE Stoxx

Cette section est consacrée à la description des données utilisées, mais aussi à la présentation des résultats du modèle markovien à changement de régimes estimé par la méthode de maximum de vraisemblance. Les données utilisées sont issues de deux sources : la Bourse du Luxembourg pour l'indice LuxX et Bloomberg pour l'indice DJE Stoxx. L'analyse est conduite sur des données mensuelles non-dessaisonnalisées dont la base est fixée au 4 janvier 1999. Elle couvre la période 1989:1-2004:12, soit 192 observations pour chaque indice. La rentabilité de chaque indice est approchée par la première différence du logarithme de l'indice en question<sup>4</sup>.

L'un des avantages de l'application des modèles à changement de régimes est la prise en compte de la non-normalité des distributions des processus à modéliser. Les caractéristiques de la distribution des données utilisées dans cette analyse sont décrites dans le tableau 1.

**Tableau 1: Caractéristiques statistiques de la rentabilité mensuelle des indices boursiers: 1989-2004**

	LuxX (Luxembourg)	DJE Stoxx (Europe)
Moyenne	0,824	0,632
Médiane	0,312	0,996
Maximum	17,322	9,965
Minimum	-19,291	-14,447
Ecart-Type	5,008	3,993
Asymétrie	-0,045	-0,428
Aplatissement	4,220	3,693
Jarque-Bera	11,978	9,673
Probabilité	0,002	0,007
Nbre d'observations	191	191

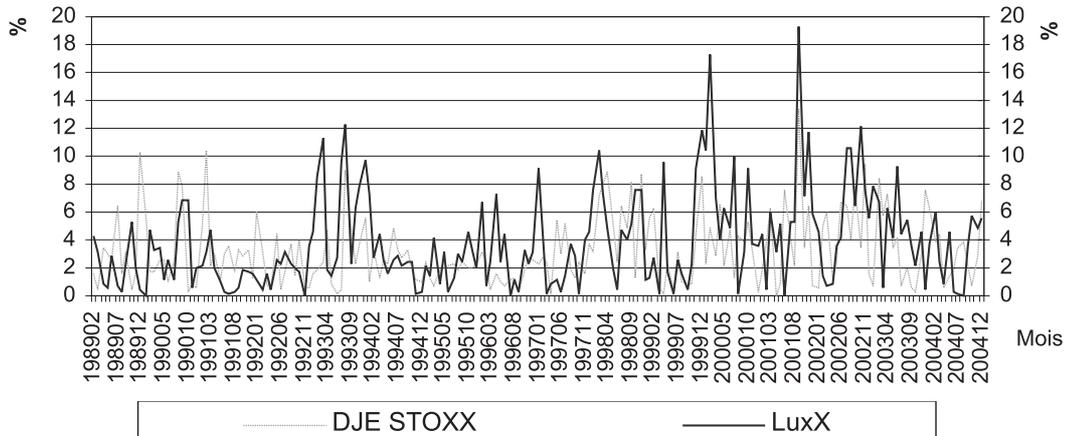
Source: Bloomberg et Bourse du Luxembourg; Calculs: BCL

Les distributions des taux de rentabilité des deux indices sont significativement différentes de la distribution normale au seuil de 1%. Elles se caractérisent par des coefficients d'asymétrie négatifs de -0,045 et -0,428. Autrement dit, les deux distributions sont asymétriques, avec une queue plus allongée à gauche qu'à droite. Elles présentent également des coefficients d'aplatissement supérieurs à celui d'une distribution normale.

Par ailleurs, le graphique 1 affiche la valeur absolue des taux de rentabilité des indices DJE Stoxx et LuxX. Il permet de donner une indication sur la volatilité des deux indices. Il convient de souligner qu'à partir du graphique 1, on peut observer des périodes distinctes où la volatilité paraît plus importante. Ce fait serait, sans doute, intercepté par l'adoption d'un modèle markovien à changement de régimes.

<sup>4</sup> Le taux de rentabilité totale d'un indice boursier s'explique par deux sources de revenus. La première est le rendement (le rapport du dividende versé à la valeur de l'indice). La seconde est la plus-value, c'est-à-dire la variation du cours par rapport à son niveau de la période précédente. Etant donné la non disponibilité de séries complètes relatives à la rentabilité totale des indices DJE stoxx et LuxX, les taux de rentabilité sont approchés par la différence première du logarithme des indices boursiers.

**Graphique 1: Valeurs absolues des taux mensuels de rentabilité des indices boursiers LuxX et DJE Stoxx**



Source: Bloomberg et Bourse du Luxembourg; Calculs: BCL

Les résultats de l'estimation de l'équation 10 sont affichés dans le tableau 2. La majorité des paramètres sont significativement différents de zéro. Ces derniers suggèrent d'importantes différences entre les deux régimes. A titre indicatif, la variance de la rentabilité durant le régime ( $S=0$ ) est quatre fois plus importante que celle du régime ( $S=1$ ) pour le LuxX et 9 fois plus importante dans le cas du DJE Stoxx. Quant aux taux de croissance moyens de la rentabilité des deux indices, ils sont reflétés par le rapport  $[\mu_i / (1 - \beta_i)]$ . Dans le régime ( $S=0$ ), ceux-ci s'élèvent à -0,227 pour l'indice LuxX et à 0,206 pour DJE Stoxx. Il y a lieu de noter que les constantes relatives aux deux indices sont statistiquement non-significatives. Les taux moyens de rentabilité des deux indices durant le second régime s'élèvent à 0,498 pour l'indice LuxX et à 0,548 pour DJE Stoxx. Autrement dit, les taux de croissance moyens annualisés de ces deux indices sont, respectivement de 5,97% et 6,58%. Quant aux probabilités de transition, elles mesurent la persistance de chaque régime. La durée moyenne de la persistance du régime ( $S=1$ ), par exemple, est estimée à 2 mois pour le LuxX et 13 mois pour DJE Stoxx<sup>5</sup>.

**Tableau 2: Paramètres du modèle à changement de régimes estimés par le MV**

$$R_t = \mu_0(1 - S_t) + \mu_1 S_t + \beta_0 R_{t-1}(1 - S_t) + \beta_1 R_{t-1} S_t + [\sigma_0(1 - S_t) + \sigma_1 S_t] e_t$$

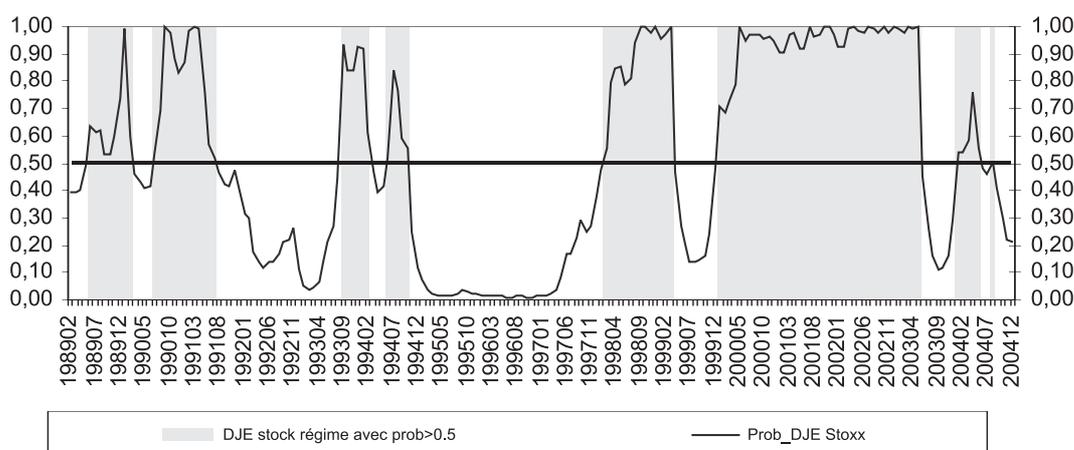
	LuxX		DJE Stoxx	
	Paramètres	Ecart-Types	Paramètres	Ecart-Types
$\mu_0$	-0,130	0,420	0,166	0,152
$\mu_1$	0,267**	0,136	0,354***	0,151
$\beta_0$	0,429***	0,122	0,198***	0,079
$\beta_1$	0,464***	0,081	0,355***	0,168
$\sigma_0$	7,411***	1,519	3,404***	0,438
$\sigma_1$	2,061***	0,287	0,386***	0,118
$p$	0,975 ***	0,008	0,983***	0,023
$q$	0,409***	0,022	0,922***	0,078

Seuil de signification: (\*\*\*) 1% ; (\*\*) 5% ; (\*) 10%.

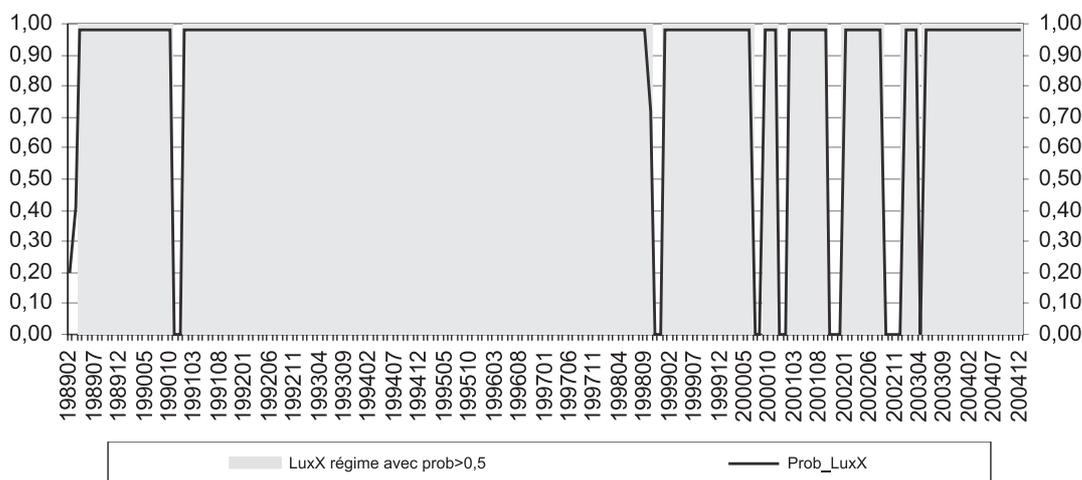
<sup>5</sup> Cette divergence est probablement due à la faiblesse du nombre d'entreprises membres de l'indice LuxX et qui explique, par ailleurs, sa volatilité élevée comparativement à l'indice DJE stoxx. A titre indicatif, l'indice LuxX est composé de 13 valeurs dont les trois plus importantes représentent près de 60% de la pondération de cet indice ; tandis que l'indice européen Dow Jones Euro (DJE stoxx) représente les 316 valeurs de la zone euro les plus importantes. Par ailleurs, deux entreprises, en l'occurrence ARCELOR et SES Global, sont membres des deux indices. Leurs pondérations respectives dans l'indice LuxX sont de 22,483% et de 20,225% ; alors qu'elles ne représentent que 0,445% et 0,119 dans l'indice DJE Stoxx.

Il faut souligner par ailleurs que les probabilités conditionnelles lissées supérieures à 0,5, telles qu'illustrées par les graphiques 2 et 3 reflètent des périodes caractérisées par une volatilité élevée ( $S=0$ ). Au cours de la période 1989-2004, le nombre total des observations afférent à ce régime est de 94 pour la zone euro et de 173 pour le Luxembourg. En somme, l'indice européen durant cette période est caractérisé par deux phases, approximativement équivalentes, de volatilité élevée et de volatilité moins importante. Quant à l'indice luxembourgeois, il peut être qualifié d'indice à régime unique. En effet, les probabilités lissées affichées par le graphique 3 témoignent d'une plus grande persistance du régime à volatilité plus élevée pour l'indice LuxX. Il est à noter que la transformation des probabilités conditionnelles lissées en variable binaire sera introduite en tant que variable indicatrice dans les équations qui suivent.

**Graphique 2: Les probabilités conditionnelles lissées pour  $S_t=0$  de l'indice DJE Stoxx**



**Graphique 3: Les probabilités conditionnelles lissées pour  $S_t=0$  de l'indice LuxX**



### 4.3 Relation entre la rentabilité des actifs boursiers et l'inflation: tests empiriques sur des données relatives aux indices LuxX et DJE Stoxx.

Les équations 8 et 9 sont estimées sur des données mensuelles relatives à la période 1990:1-2004 :12<sup>6</sup>. Plusieurs méthodes et modèles économétriques (les moindres carrés ordinaires, la méthode des moments généralisés et le modèle d'espace d'état) sont adoptées pour estimer la spécification 8.

<sup>6</sup> Le choix de la période d'estimation est dicté par la disponibilité des données.

La multiplicité des procédés d'estimation s'explique à la fois par un souci de robustesse, mais aussi par la possible existence d'un biais de simultanéité dû à l'inclusion de variables anticipées dans les équations estimées<sup>7</sup>. La méthode des moments généralisés permet d'y remédier. En ce qui concerne le modèle d'espace d'état, il constitue un moyen d'estimation permettant la variabilité temporelle des paramètres. De plus et compte tenu de la forme non-linéaire de l'équation 9, deux méthodes supplémentaires (le maximum de vraisemblance et les moindres carrés ordinaires non linéaires) furent utilisées pour l'estimation de l'équation 9. Les tableaux 3 et 4 présentent les résultats des estimations obtenues.

Notons que les variables introduites dans les régressions sont celles décrites dans les sections précédentes. De façon plus précise, il faut souligner que par rapport aux équations 8 et 9, les spécifications estimées se différencient simplement par :

- L'introduction de la variable indicatrice (z), issue de l'estimation des probabilités lissées du modèle à changement de régimes.
- En l'absence de données afférentes à l'inflation anticipée des agents économiques, nous avons substitué l'inflation observée à l'inflation anticipée. Ce procédé conduit à réécrire les relations 8 et 9 de la manière suivante:

$$R_t = \alpha + \beta\pi_t + \gamma(\pi_{t+1} - \pi_t) + \lambda z + v_t \quad (8')$$

avec:  $v_t \equiv -\{\beta(\pi_t - \pi_t^a) + \gamma[(\pi_{t+1} - \pi_t) - (\pi_{t+1}^a - \pi_t^a)]\} + e_t$  et

$$\pi_{t+1} - \pi_t = \alpha + \gamma[\beta R_t - \pi_{t+1}] + \lambda z + u_t \quad (9')$$

avec:  $u_t \equiv -\{\gamma[(\beta R_t - \pi_{t+1}) - (\beta R_t^a - \pi_{t+1}^a)]\} + \zeta_t$

Les estimations des spécifications (8') et (9') sont conduites en tenant compte de la présence des auto-corrélations et de l'hétéroscédasticité des résidus. Les écarts-types des estimateurs sont corrigés selon le procédé de Newey-West. Il convient de rappeler que l'adoption de la méthode des moments généralisés s'explique par le souci de remédier aux biais de simultanéité dus à la présence de variables inobservées dans les régressions estimées.

Le vecteur des instruments utilisés dans l'estimation du GMM est composé d'une constante et des valeurs retardées afférentes à l'inflation observée et aux taux de rentabilité des deux indices boursiers. Le nombre de retards pris en compte pour chaque instrument est de sept [de -3 jusqu'à -9]. L'écartement du premier et du second retards avait pour but de neutraliser les problèmes de corrélations fallacieuses dus à des erreurs de mesure et/ou à l'impact de chocs. Puisque le nombre d'instruments (conditions d'orthogonalité) est supérieur au nombre de paramètres à estimer, le système est sur-identifié. Dans ce contexte, la statistique (J) de Hansen permet de tester la validité des instruments. Autrement dit, cette statistique a pour but de tester l'hypothèse nulle selon laquelle les restrictions de sur-identification ne sont pas rejetées par les données.

En ce qui concerne l'adoption du modèle d'espace d'état, elle s'explique par la prise en compte de la variabilité du taux réel de rentabilité des indices boursiers. Ce fait est intercepté par le paramètre ( $\alpha_t$ ), estimé de manière récursive et dont la variabilité est illustrée en annexe 1 par les graphiques 1 et 2.

Lors de la présentation de la thèse dite de "proxy effect" de Fama, nous avons souligné que l'estimation de spécifications, telle que l'équation 8, devrait se traduire par une relation négative

<sup>7</sup> A priori, la méthode des moindres carrés ordinaires est inappropriée en raison de la présence de variables explicatives non-observées (anticipées) dans l'équation estimée. En effet, l'introduction de variables anticipées dans les régressions est susceptible d'induire un biais de simultanéité. Cependant, Engle et Granger (1987) ont démontré qu'en présence d'une relation de cointégration, les estimateurs MCO sont super-convergentes, permettant ainsi d'éliminer le biais résultant de la substitution de l'inflation observée à l'inflation anticipée.

entre les taux nominaux de rentabilité des indices boursiers et de l'inflation anticipée. Autrement dit, les paramètres ( $\beta$ ) et ( $\gamma$ ) afférents à l'inflation anticipée et aux révisions des anticipations seraient de signes négatifs.

Les résultats de l'estimation de l'équation 8 semblent être en conformité avec l'hypothèse proxy de Fama. Les paramètres des différentes régressions affichent le signe négatif attendu. Toutefois, ils demeurent statistiquement non significatifs pour le Luxembourg dans les spécifications estimées par les moindres carrés ordinaires et par la méthode des moments généralisés. La prise en compte de la variabilité du taux de rendement réel, exprimée par le paramètre ( $\alpha_t$ ), dans la spécification estimée selon le modèle d'espace d'état s'est traduite par un paramètre ( $\beta$ ) négatif et statistiquement significatif au seuil de 5%. Il semble donc que l'inflation anticipée ait un impact négatif sur le rendement de l'indice LuxX. En effet, les résultats obtenus révèlent qu'un accroissement de l'inflation anticipée de 1% contribue à une baisse des rendements boursiers de près de 6,30%. Quant au coefficient de la révision des anticipations ( $\gamma$ ), il n'est en aucun cas significativement différent de zéro pour le Luxembourg. Notons, par ailleurs, que l'absence de significativité statistique de la contribution de variables indicatrices ( $z$ ) pour le Luxembourg dans la spécification estimée selon les méthodes GMM et OLS nous a conduit à l'écartier de la régression.

L'examen des estimations de la zone euro, affichées dans la seconde partie du tableau 3, indique que dans l'ensemble les résultats obtenus sont conformes à l'hypothèse proxy de Fama. De plus, il apparaît que les niveaux des paramètres issus des différentes méthodes d'estimation ne diffèrent que marginalement. En dehors du paramètre ( $\gamma$ ) issu de l'estimation de l'équation (8') par la méthode des moments généralisés, l'ensemble des paramètres afférents à l'inflation anticipée et à la révision des anticipations sont négatifs et statistiquement significatifs. Les variables indicatrices sont statistiquement significatives au seuil de 5%, ce qui laisse présager que le taux moyen de la rentabilité boursière est moins important durant les périodes de volatilité élevée. En effet, le paramètre ( $\lambda$ ) relatif à la variable indicatrice est de signe négatif. Toutefois, sa valeur estimée selon la méthode GMM (-2.49) est plus importante que celles estimées par les moindres carrés ordinaires (-1.674) ou par le modèle d'espace d'état (-1.664).

En dépit de la significativité statistique des paramètres estimés pour la zone euro et dans une certaine mesure de ceux du Luxembourg, la magnitude élevée des paramètres  $\beta$  et  $\gamma$  est problématique. A ce sujet, Geske et Roll (1983) écrivaient: "The estimated effect of inflation on stock returns was far too large to be plausible,..." De plus, l'introduction dans nos estimations de l'indice de la production industrielle comme proxy de l'activité économique réelle dans la zone euro et au Luxembourg ne s'est pas traduite, telle que Fama l'avait prédit pour démontrer que l'équation 8 reflète une relation fallacieuse entre l'inflation et les taux de rentabilité des actifs, par une élimination de la significativité statistique des paramètres afférents à l'inflation<sup>8</sup>. Les résultats obtenus demeurent stables et l'ensemble des paramètres afférents à l'indice de production industrielle ( $\delta$ ) est statistiquement non significatif. En raison de l'irréalisme du niveau des paramètres obtenu par Geske et Roll, ces derniers ont développé un modèle à causalité inversée, dans lequel un mouvement des cours boursiers induit une révision des anticipations inflationnistes avec une élasticité de  $1/\gamma$ . En adoptant les taux d'intérêt comme approximation de l'inflation anticipée, ils parviennent en fait à un modèle du type décrit par l'équation 9. Les résultats de l'estimation de cette équation pour le Luxembourg et pour la zone euro sont affichés dans le tableau 4.

---

<sup>8</sup> Les résultats des estimations de la relation de Fama en introduisant l'indice de la production industrielle en tant que variable explicative supplémentaire sont affichés dans l'annexe 2.

**Tableau 3: Estimation de la relation de Fama**

	Luxembourg					Zone Euro				
Méthode	Moindres carrés ordinaires (OLS)									
Spécification	$R_t = \alpha + \beta\pi_t + \gamma(\pi_{t+1} - \pi_t) + \lambda z + v_t$									
	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$\lambda$	$\rho(1)$	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$\lambda$	$\rho(1)$
	5,420*** (1,491)	-3,618 (3,009)	-2,409 (1,790)	-4,318*** (1,492)	0,526*** (0,068)	2,950*** (0,710)	-7,973*** (2,837)	-3,779* (2,259)	-1,674** (0,649)	0,152** (0,075)
R <sup>2</sup>	0,268					0,119				
DW	2,022					1,981				
Méthode	Méthode des moments généralisés (GMM)									
	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$\lambda$	$\rho(1)$	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$\lambda$	$\rho(10)$
	1,340*** (0,408)	-1,000 (6,217)	0,233 (4,392)	-	0,434*** (0,078)	2,969*** (0,836)	-7,532** (3,690)	-5,048 (3,482)	-2,490*** (0,832)	0,225** (0,096)
J-statistic	15,129					11,537				
Probabilité	0,653					0,827				
R <sup>2</sup>	0,213					0,072				
	Le modèle d'espace d'état (SSM)									
	$\alpha_t$	$\beta$	$\gamma$	$\lambda$	$\rho$	$\alpha_t$	$\beta$	$\gamma$	$\lambda$	$\rho$
	1,963*** (0,378)	-6,299** (3,188)	-3,736 (2,606)	-	-	2,951*** (0,282)	-7,946*** (2,560)	-3,648* (2,275)	-1,664*** (0,553)	-

- Seuil de signification des paramètres: 1%(\*\*\*), 5%(\*\*), 10%(\*)
- Les écarts-types des paramètres estimés sont affichés entre parenthèses
- ( $\rho$ ) est le paramètre relatif à la correction des auto-corrélations des résidus avec un ordre AR figurant entre parenthèses.

**Tableau 4: Estimation de la relation de Geske et Roll**

	Luxembourg					Zone Euro				
Méthode	Moindres carrés ordinaires (OLS)									
Spécification	$\pi_t - \pi_{t-1} = \alpha_t + \gamma[\beta R_t - \pi_t] + \lambda z + u_t$									
	$\alpha$	$\gamma\beta$	$-\gamma$	$\lambda$	$\rho(6)$	$\alpha$	$\gamma\beta$	$-\gamma$	$\lambda$	$\rho(10)$
	-0,086* (0,047)	0,0032 (0,002)	-0,889*** (0,056)	-0,088* (0,048)	0,165** (0,073)	-0,172*** (0,021)	0,001 (0,002)	-0,913*** (0,079)	0,004 (0,017)	0,344*** (0,066)
R <sup>2</sup>	0,474					0,427				
DW	1,932					2,004				
	Moindres carrés non-linéaires (NLS)									
	$\alpha$	$\gamma\beta$	$-\gamma$	$\lambda$	$\rho(6)$	$\alpha$	$\gamma\beta$	$-\gamma$	$\lambda$	$\rho(10)$
	-0,086* (0,047)	0,0036 (0,003)	-0,889*** (0,075)	-0,088* (0,048)	0,165** (0,073)	-0,172*** (0,021)	0,001 (0,002)	-0,913*** (0,079)	0,004 (0,017)	0,344*** (0,066)
R <sup>2</sup>	0,474					0,427				
DW	1,932					2,004				
	Maximum de vraisemblance (ML)									
	$\alpha$	$\gamma\beta$	$-\gamma$	$\lambda$	$\rho(6)$	$\alpha$	$\gamma\beta$	$-\gamma$	$\lambda$	$\rho$
	-0,093 (0,236)	0,0032 (0,0143)	-0,914*** (0,236)	-0,086 (0,254)	-	-0,108 (0,273)	-0,004 (0,032)	-0,562 (0,914)	-0,009 (0,214)	-
R <sup>2</sup>	0,459					0,101				
	La méthode de moments généralisés (GMM)									
	$\alpha$	$\gamma\beta$	$-\gamma$	$\lambda$	$\rho$	$\alpha$	$\gamma\beta$	$-\gamma$	$\lambda$	$\rho(9)$
	-0,034 (0,086)	0,0069 (0,012)	-0,556*** (0,250)	0,071 (0,098)	0,508** (0,221)	-0,266*** (0,068)	0,0136** (0,006)	-1,461*** (0,313)	0,047 (0,075)	0,733*** (0,119)
J-statistic	8,149					8,234				
Probabilité	0,699					0,692				
R <sup>2</sup>	0,245					0,100				
	Le modèle d'espace d'état (SSM)									
	$\alpha_t$	$\gamma\beta$	$-\gamma$	$\lambda$	$\rho$	$\alpha_t$	$\gamma\beta$	$-\gamma$	$\lambda$	$\rho$
	-0,09*** (0,013)	0,003 (0,003)	-0,914*** (0,070)	-0,086* (0,054)	-	-0,136*** (0,009)	0,005* (0,002)	-0,673*** (0,062)	0,003 (0,020)	-

- Seuil de signification des paramètres : 1%(\*\*\*), 5%(\*\*), 10%(\*)
- Les écarts-types des paramètres estimés sont affichés entre parenthèses.
- ( $\rho$ ) est le paramètre relatif à la correction des auto-corrélations des résidus avec un ordre AR figurant entre parenthèses.

Compte tenu de la non-linéarité de la spécification 9, deux techniques d'estimation supplémentaires, en l'occurrence les moindres carrés ordinaires non-linéaires et le maximum de vraisemblance furent adoptées. En se basant sur la taille du coefficient de détermination ( $R^2$ ) de cette spécification, il semble que la qualité d'ajustement est meilleure que celle préalablement obtenue. La taille des paramètres  $\beta$  et  $\gamma$  est conforme aux prédictions de Geske et Roll, c'est-à-dire qu'ils s'attendent à ce qu'elle soit faible<sup>9</sup>. Cependant, le signe du paramètre  $\beta$  de nos estimations est opposé aux prédictions de Geske et Roll, selon lesquelles le signe attendu doit être négatif. Il demeure, par ailleurs, statistiquement non significatif pour le Luxembourg et significativement différent de zéro aux seuils de respectivement 5% et 10% dans les estimations GMM et SSM conduites sur des données de la zone euro. A l'appui de ces derniers résultats, il semble qu'un mouvement ascendant des cours boursiers provoque une révision à la hausse des anticipations inflationnistes dont la magnitude est mesurée par le produit des coefficients ( $\beta$  et  $\gamma$ ). En considérant les régressions selon lesquelles le paramètre  $\lambda$  est significativement différent de zéro, une hausse de 1% du taux de rentabilité de l'indice DJE Stoxx se traduirait par une révision à la hausse de l'inflation anticipée dans la zone euro de 0,013 selon l'estimation par GMM et de 0,005 selon le modèle d'espace d'état. Certes l'effet demeure faible, mais il est statistiquement significatif au seuil de 5% et de 10% respectivement<sup>10</sup>. Ainsi, contrairement aux prédictions de Geske et Roll, les taux de rentabilité des indices boursiers exercent une influence positive, mais modérée, sur l'inflation anticipée. Ce résultat empirique s'avère important dans la mesure où il apporte une réponse positive à notre problématique initiale; c'est-à-dire que les prix des actifs financiers véhiculent des informations en matière d'inflation qui peuvent être utiles pour les banques centrales. Ainsi, l'incorporation des prix des actifs dans les fonctions de réaction des banques centrales est susceptible d'entraîner une plus grande stabilité des prix. Cependant, nos résultats demeurent singuliers. Et il faudra de toute évidence pousser plus loin les recherches en adoptant, par exemple, un système d'équations incluant les prix des actifs financiers et les régimes sous-jacents dans une fonction de réaction, telle que la règle de Taylor<sup>11</sup>, pour confirmer ou infirmer l'importance de la variabilité de la valeur des actifs financiers sur la stabilité des prix.

Quant au résultat obtenu pour le Luxembourg, il s'avère que les anticipations inflationnistes des agents économiques sont "plus ou moins indépendantes" de l'évolution de l'indice LuxX. Au vu de l'étroitesse de la taille du marché des actions au Luxembourg et de la composition du panier de son indice boursier, ce résultat n'est guère surprenant. Néanmoins, Il faut souligner que le paramètre ( $\lambda$ ) relatif à la variable indicatrice est significativement différent de zéro pour le Luxembourg dans les estimations par les moindres carrés ordinaires et non-ordinaires, ainsi que par le modèle d'espace d'état. Ce résultat laisse présager que la variation moyenne de l'inflation anticipée par les agents économiques luxembourgeois diffèrent suivant le régime générateur de la rentabilité sous-jacent à l'indice LuxX. Autrement dit, en période de volatilité élevée de l'indice LuxX, la variation moyenne des anticipations de l'inflation au Luxembourg serait plus importante. L'examen des valeurs du paramètre ( $\lambda$ ) révèle que

<sup>9</sup> La taille du coefficient ( $\gamma\beta$ ) de nos estimations est qualitativement identique à celle obtenue par Geske et Roll.

<sup>10</sup> L'écart-type du produit des deux paramètres ( $\beta$  et  $\gamma$ ) est calculé selon la méthode delta.

<sup>11</sup> La fonction de réaction la plus citée dans les publications académiques et les travaux de banques centrales est la règle de Taylor. Celle-ci préconise que l'ajustement des taux d'intérêt directs d'une banque centrale, dont l'objectif est la stabilité des prix, soit dicté principalement par l'écart de l'inflation par rapport à sa cible et par l'écart de production (output gap) par rapport à son niveau potentiel. Ainsi, cette règle prend la formulation suivante:

$$i_t = r + E_t \pi_{t+k} + \alpha \left( y_t - \tilde{y} \right) + \beta \left( E_t \pi_{t+k} - \pi^* \right)$$

Il faut souligner qu'en l'absence d'écart de production et d'écart d'inflation, la règle de Taylor est strictement équivalente à l'identité de Fisher.

l'inflation anticipée en période de volatilité élevée de l'indices boursier LuxX affiche un niveau supérieur de près de 0.10% de celle afférente au régime dont la volatilité est moins importante.

Il faut souligner enfin que les résultats obtenus de l'estimation des équations de Fama et de Geske et Roll sont contradictoires. Plusieurs points n'ont pas été abordés car ils débordent du cadre d'analyse que nous nous sommes fixé. Toutefois, sans remettre en cause l'analyse, ils représentent des explications et des voies de recherches potentielles à cette contradiction des résultats empiriques.

Premièrement, la différence de spécifications adoptées par Fama et par Geske et Roll est une source de divergence des résultats. En effet, le premier a choisi une équation linéaire conforme, par ailleurs, à l'identité de Fisher ; tandis que les seconds optent pour une forme non-linéaire en paramètres. Cette divergence de spécifications est susceptible d'expliquer les divergences de résultats affichés dans cette analyse. De plus, il y a lieu de noter que la constante dans le modèle d'espace d'état de la relation de Geske et Roll estimée pour la zone euro affiche une plus grande variabilité que celle issue de la formulation de Fama. Ceci laisse présager que l'inflation anticipée ne réagit pas systématiquement au changement de la rentabilité des actions permettant à d'autres facteurs, interceptés par la constante, d'assumer le rôle de levier d'ajustement. Deuxièmement, l'identité de Fisher décrit un environnement dans lequel les taux nominaux d'un actif financier répondent un pour un aux changements de l'inflation anticipée, c'est-à-dire au déclin anticipé du pouvoir d'achat de la monnaie. La volatilité élevée des marchés financiers est susceptible de fausser cette relation d'équilibre et de la rendre moins stable. L'introduction de la variabilité de l'ensemble des paramètres dans un modèle à changement de régimes éliminerait, probablement, les contradictions des résultats obtenus dans cette analyse.

## **Conclusion**

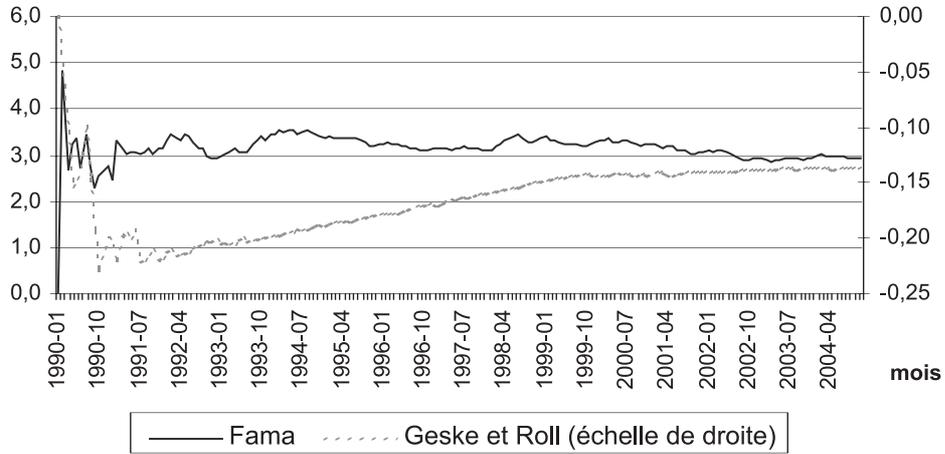
Contrairement aux résultats obtenus par Geske et Roll, deux estimations réalisées dans la présente étude mettent en évidence l'existence d'une relation de causalité inversée positive, entre les taux nominaux de rentabilité de l'indice DJE stoxx et les anticipations inflationnistes des agents économiques au sein de la zone euro. Cette relation positive entre les taux nominaux de la rentabilité des actions et de l'inflation anticipée atteste que les prix des actions véhiculent des informations en matière d'inflation. Par conséquent, les prix des actions sont susceptibles d'être utilisés en tant qu'indicateur avancé par les banques centrales dans leurs décisions de politique monétaire. De plus, ce résultat semble indiquer que l'activité réelle n'est nullement l'unique facteur explicatif de la rentabilité des actifs financiers. L'inflation l'est aussi. Il est à noter que cette relation causale positive entre la rentabilité des actions et les variations des anticipations peut être attribuée à l'effet indirect de la richesse sur le niveau des prix à la consommation.

Quant aux résultats obtenus pour le Luxembourg, ils demeurent statistiquement non significatifs. En période de volatilité moins importante, les taux nominaux de rentabilité des actifs ne véhiculent aucune information sur les anticipations inflationnistes au Luxembourg. L'absence de lien entre l'inflation anticipée et les taux de rentabilité de l'indice boursier luxembourgeois durant les phases de faible volatilité laisse penser que la rentabilité de cet indice est dictée par les fondamentaux économiques relatifs à ces périodes. Il est par ailleurs intéressant de noter que l'inflation anticipée au Luxembourg est positivement corrélée au régime générateur de la rentabilité des actifs durant les périodes de forte volatilité. En effet, les résultats issus des estimations tendent à confirmer que l'inflation anticipée au Luxembourg serait plus importante en période de volatilité élevée de l'indice boursier LuxX.

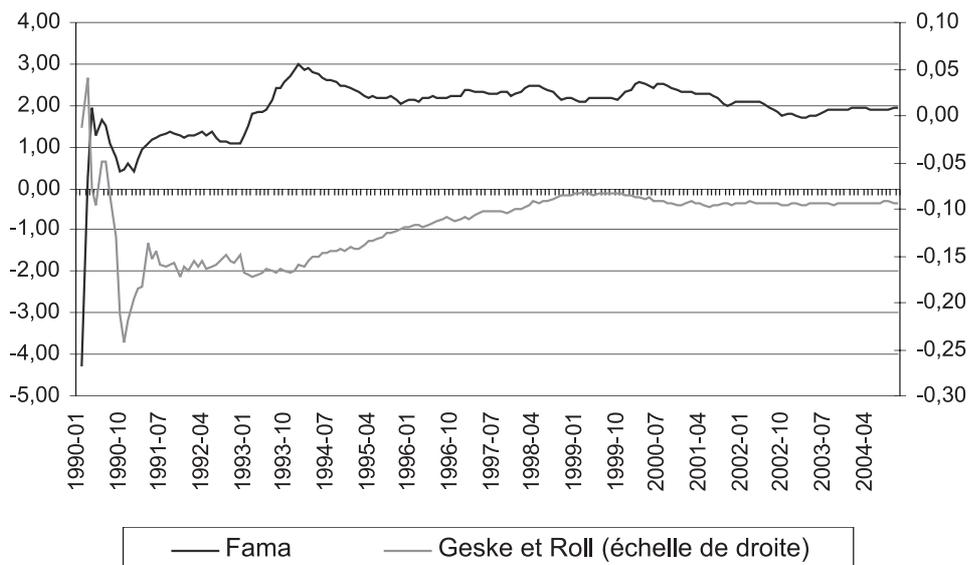
Par ailleurs, les divers résultats empiriques issus de l'estimation de la relation de Geske et Roll sur des données relatives à la zone euro et au Luxembourg suggèrent que l'identité de Fisher demeure valable. La thèse dite de causalité inversée de Geske et Roll est vérifiée, mais avec un signe opposé à celui obtenu par ces deux auteurs. Il semble que les actions offrent aux investisseurs une protection contre l'inflation. Et le taux de croissance de leur rentabilité peut être adopté par les banques centrales en tant qu'un indicateur avancé de l'inflation. Toutefois, il faut souligner que les estimations de la relation préconisée par Fama aboutissent à un résultat opposé à cette identité. La corrélation entre l'inflation et les taux de rentabilité des actifs est négative. Et l'introduction d'une variable d'activité dans les estimations ne s'est pas traduite, tel que Fama le prédit, par la non-significativité des paramètres associés à l'inflation. Chose importante, en faisant intervenir les chocs de l'offre dans l'analyse de la relation entre l'inflation et les taux de rentabilité des actions dans 16 pays de l'OCDE, Madsen aboutit à un résultat conforme à l'identité de Fisher. Ainsi, il y a lieu de penser que les résultats affichés dans cette analyse et issus de l'estimation de la relation préconisée par Geske et Roll sont plausibles et peuvent renforcer ceux de Madsen.

## Annexe 1

### Zone euro: La variabilité du paramètre ( $\alpha_t$ ) selon les modèles de Geske-Roll et de Fama



### Luxembourg: la valeur du paramètre ( $\alpha_t$ ) estimée selon les modèles de Geske-Roll et de Fama



## Annexe 2

**Tableau 5: Estimation de la relation de Fama en introduisant l'indice de la production industrielle ( $y_t$ ) en tant que variable explicative**

	Luxembourg						Zone Euro					
Méthode	Moindres carrés ordinaires (OLS)											
Spécification	$R_t = \alpha + \beta\pi_t + \gamma(\pi_{t+1} - \pi_t) + \delta y_t + \lambda z + v_t$											
	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$\delta$	$\lambda$	$\rho(1)$	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$\delta$	$\lambda$	$\rho(1)$
	5,435*** (1,495)	-3,659 (3,021)	1,237 (1,831)	-0,023 (0,079)	-4,318*** (1,495)	0,527*** (0,068)	2,932*** (0,715)	-8,089*** (2,854)	-4,407* (2,329)	0,399 (0,363)	-1,680** (0,654)	0,161** (0,075)
R <sup>2</sup>	0,268						0,125					
DW	2,019						1,974					
Méthode	Méthode des moments généralisés (GMM)											
	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$\delta$	$\lambda$	$\rho(1)$	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	$\delta$	$\lambda$	$\rho(1)$
	1,930*** (0,408)	-4,030 (5,848)	2,220 (2,171)	-0,121 (0,114)	-	0,437*** (0,078)	2,637*** (0,848)	-5,759* (3,659)	-4,514 (3,451)	0,516 (0,698)	-2,763*** (0,932)	0,289** (0,091)
J-statistic	14,769						12,637					
Probabilité	0,677						0,760					
R <sup>2</sup>	0,222						0,071					
	Le modèle d'espace d'état (SSM)											
	$\alpha_t$	$\beta$	$\gamma$	$\delta$	$\lambda$	$\rho$	$\alpha_t$	$\beta$	$\gamma$	$\delta$	$\lambda$	$\rho$
	1,946*** (0,378)	-6,246** (3,196)	2,539 (2,521)	0,026 (0,122)	-	-	2,920*** (0,281)	-7,970*** (2,501)	-4,64* (2,275)	0,349 (0,392)	-1,673*** (0,553)	-

- Seuil de signification des paramètres: 1%(\*\*\*) , 5%(\*\*), 10%(\*)

- Les écarts-types des paramètres estimés sont affichés entre parenthèses

- ( $\rho$ ) est le paramètre relatif à la correction des auto-corrélations des résidus avec un ordre AR figurant entre parenthèses.

## Bibliographie

- Alchian, A. A. et B. Klein (1973): On a Correct Measure of Inflation. *Journal of Money, Credit, and Banking* n°5 (1). February, pp. 173-191.
- Artus, P. (1998) : Faut-il introduire les prix d'actifs dans la fonction de réaction des banques centrales ? Document de travail, *Caisse des Dépôts et Consignations*, n° 1998-26, juin.
- Balduzzi, P. (1995): Stock returns, inflation, and the proxy hypothesis: A new look at the data, *Economics Letters* n° 48, pp. 47-53.
- Bernanke, B., M. Gertler et S. Gilchrist (1996): The Financial Accelerator and the Flight to Quality. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, pp. 1-15.
- Bernanke, B.S. et M. Gertler (1999): Monetary policy and asset price volatility, *Federal Reserve Bank of Kansas City. Economic Review*, n° 84(4), pp. 17-51.
- Bernanke, B.S. et M. Gertler (2001): Should central banks respond to movements in asset prices? *American Economic Review Papers and Proceedings* n° 91(2), May, pp. 253-257.
- Blanchard, O. et M. Watson (1984): Bulles, anticipations rationnelles et marchés financiers, *Annales de l'INSEE*, n°54, avril-juin, pp. 79-101.
- Blanchard, O. (2000): Bubbles, liquidity traps and monetary policy. Comments on Jinushi et al. Japan's financial crisis and its parallels to the US experience, *Institute for International Economics*.
- Boudoukh, J., M. Richardson et R. F. Whitelaw (1994): Industry return and fisher effect, *Journal of Finance* n° 49, pp. 1595-1614.
- Boone, L., C. Giorno et P. Richardson (1998): Stock market fluctuations and consumption behavior: Recent evidence. OECD, *Working Paper* n°(98)-21, December.
- Bryan, M.F., S.G. Cecchetti, R. O'Sullivan (2002): Asset prices in the measurement of Inflation, NBER *Working Paper* n° w8700, January.
- Cecchetti, S.G. (2003): What the FOMC Says and Does When the Stock Market Booms. *Workshop on Asset Prices and Monetary Policy, European Central Bank*, 11-12 December.
- Cecchetti, S.G., H. Genberg et S. Wadhvani (2003): Asset prices in a flexible inflation targeting framework, in W. Kaumann and M. Pomerleano eds, *Asset price bubbles, The MIT Press, Cambridge*.
- Cecchetti, S.G., P-S. Lam et N.C. Mark(1990): Mean Reversion in Equilibrium Asset Prices. *American Economic Review*, Vol. 80, n° 3, June, pp. 398-418.
- Detken, C. et F. Smets (2003): Asset price booms and monetary policy. *Workshop on Asset Prices and Monetary Policy, European Central Bank*, 11-12 December.
- Dupor, B. (2002): Nominal Price versus Asset Price Stabilization. *Philadelphia Fed Policy Forum Papers*.
- Engle, R. F et C.W.J. Granger (1987): Co-integration and Error Correction: Representation, Estimating and Testing, *Econometrica*, 55, pp. 251-276.
- Fama, E.F. (1981): Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money. *American Economic Review*, September, pp. 545-565.

Fama, E.F. et M. Gibbons (1984): A Comparison of Inflation Forecasts. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 13, May, pp. 327-348.

Gallagher, L.A. et M.P. Taylor (2002): The stock return-inflation puzzle revisited. *Economics Letters* n° 75, pp. 147-156.

Geske, R. et R. Roll (1983): The Fiscal and Monetary Linkage between Stock returns and Inflation. *Journal of Finance* n°1, March, pp.1-33.

Gilchrist, S, et J.V. Leahy (2002): Monetary Policy and Asset Prices. *Journal of Monetary Economics* n°49, pp. 75-97.

Goodhart, C. (2001): What weight should be given to asset prices in the measurement of inflation? *The Economic Journal* n° 111, June, pp. 335-356.

Gordon, M.J. et E. Shapiro (1956): Capital equipment analysis : The required rate of profit, *Management Science*, 3 (1), pp.102-110.

Hamilton, J.B.(1989): A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle, *Econometrica*, Vol. 57, n° 2, pp. 357-384.

Kaul, G. (1987): Stock returns and inflation: The role of the monetary sector, *Journal of Financial Economics*, n° 18, pp. 253-276.

Kim, J-R. (2003) : The stock return-inflation puzzle and asymmetric causality in stock returns, inflation and real activity, *Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank*, Discussion paper 03/03, January.

Lee, B-S.(1992): Causal relations among stock returns, interest rates, real activity, and inflation, *The Journal of Finance*, n° 47, pp. 1591-1603.

Madsen, J. B. (2005): The Fisher hypothesis and the interaction between share returns, inflation and supply shocks, *Journal of International Money and Finance* n° 24, pp. 103-120.

Modigliani, F. et M. Miller (1958): The cost of capital, corporation finance, and the theory of investment. *The American Economic Review* n° 48, June, pp. 261-297.

Roldan, J. (1996): Fiscal policy and inflation: Why fiscal policy matters from the monetary policy makers' point view, *European Monetary Institute, The EMI Workshop on inflation, 20th May*.

Sargent, T.J. et N. Wallace (1981): Some unpleasant monetarist arithmetic, *Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review*, n°5, pp. 1-17.

Smets, F. (1997): Financial Asset Prices and Monetary Policy: Theory and Evidence. *Bank for International Settlements*. Working Paper n° 47, September.

Shiller, R. (1981): Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends? *American Economic Review*, June, pp. 421-436.

Taylor, J.B. (1995): Monetary policy implications of greater fiscal discipline, *Federal Reserve Bank of Kansas City, Proceedings*, pp. 151-201.

Thorbecke, W. (1997): On stock market returns and monetary policy, *Journal of Finance* n° 52, pp. 635-654