

Rendements boursiers et inflation les pays en émergence

Stocks Market Returns and Inflation in Emerging Markets

Marie-Claude Beaulieu

Volume 71, numéro 4, décembre 1995

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/602189ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/602189ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Beaulieu, M.-C. (1995). Rendements boursiers et inflation : les pays en émergence. *L'Actualité économique*, 71(4), 455–480.
<https://doi.org/10.7202/602189ar>

Résumé de l'article

L'évidence américaine (Fama et Schwert, 1977) et celle d'autres pays industrialisés (Solnik, 1983) identifie une piètre performance des marchés boursiers en période d'inflation. Dans ces études, les rendements boursiers sont négativement corrélés avec l'inflation anticipée et non anticipée. Cet article évalue si la même relation existe dans certains pays en émergence. La présence d'un lien entre l'inflation (anticipée et non anticipée) et les rendements boursiers est testée en corrigeant pour l'hétéroscédasticité et en tenant compte d'événements importants affectant le prix des titres boursiers. L'évidence empirique indique que le régime fiscal d'un pays est important pour l'obtention d'une relation positive entre l'inflation et les rendements boursiers.

RENDEMENTS BOURSIERS ET INFLATION : LES PAYS EN ÉMERGENCE*

Marie-Claude BEAULIEU

*Département de finance et assurance et CRÉFA
Université Laval*

RÉSUMÉ — L'évidence américaine (Fama et Schwert, 1977) et celle d'autres pays industrialisés (Solnik, 1983) identifie une piètre performance des marchés boursiers en période d'inflation. Dans ces études, les rendements boursiers sont négativement corrélés avec l'inflation anticipée et non anticipée. Cet article évalue si la même relation existe dans certains pays en émergence. La présence d'un lien entre l'inflation (anticipée et non anticipée) et les rendements boursiers est testée en corrigeant pour l'hétéroscédasticité et en tenant compte d'événements importants affectant le prix des titres boursiers. L'évidence empirique indique que le régime fiscal d'un pays est important pour l'obtention d'une relation positive entre l'inflation et les rendements boursiers.

ABSTRACT — *Stocks Market Returns and Inflation in Emerging Markets.* Using data from the United States and other industrialized countries, Fama and Schwert (1977) and Solnik (1983) found that stock markets performed poorly during periods of inflation. In their studies stock market returns were negatively correlated with inflation. This paper evaluates whether Fama and Schwert's results apply to some developing countries. The relationship between inflation (expected and unexpected) and stock market returns is tested correcting for the presence of heteroscedasticity and accounting for important events affecting stock market prices. The empirical evidence indicates that the fiscal *regime* in a country is important for a positive relation to exist between stock market returns and inflation.

INTRODUCTION

Fama et Schwert (1977) et Solnik (1983) ont présenté des résultats empiriques qui, dans le cas des États-Unis et d'autres pays industrialisés, révélèrent

*Cette recherche a été réalisée dans le cadre du Programme d'analyse et de recherche économiques appliquées au développement international (PARADI), désigné par l'Agence canadienne de développement international (ACDI) comme centre d'excellence en développement international, C.R.D.E., Université de Montréal, et CRÉFA, Université Laval. Je tiens à remercier Lucie Samson, Guy Bellemare et Jean-François Larocque pour leurs commentaires et Imed Eddine Chkir et Edoh Amenounve pour leur assistance technique.

que les marchés boursiers de ces pays affichent de piètres performances en période d'inflation¹. La présente étude se penche sur la performance des marchés boursiers de divers pays en émergence et a pour but de caractériser la performance de ces marchés par rapport à l'inflation. Les résultats obtenus sont par la suite comparés avec l'évidence américaine qui est pour sa part beaucoup mieux connue.

Étant donné la persistance à court terme d'une relation négative entre l'inflation (anticipée et non anticipée) et les rendements boursiers, différentes explications ont été avancées. Geske et Roll (1983) suggèrent que la relation entre l'inflation et la performance des prix réels des titres boursiers n'est pas causale mais plutôt fortuite. Selon ces auteurs, une baisse des rendements boursiers signale une baisse dans la production future et par le fait même une chute des bénéfices des corporations. Cette conjoncture entraîne de la part de la banque centrale une politique contracyclique. Cependant, les individus qui anticipaient déjà l'expansion de la masse monétaire s'attendent également à une hausse de l'inflation qui mène à une hausse de l'inflation réalisée.

Une deuxième explication a été mise de l'avant dans la littérature. Modigliani et Cohn (1979) suggèrent que les investisseurs commettent deux erreurs importantes dans l'évaluation des titres boursiers en période inflationniste. D'abord, les investisseurs seraient incapables de faire la distinction entre des rendements réels et des rendements nominaux. Ensuite, les détenteurs de titres boursiers omettraient de reconnaître les gains qu'ils obtiennent sur la valeur de la dette corporative des entreprises suite à une poussée inflationniste. Dans l'ensemble, selon Modigliani et Cohn, les investisseurs souffrent d'illusion monétaire.

Une troisième explication est souvent discutée et elle réfère au traitement des dépenses d'amortissement et à l'évaluation des inventaires en période inflationniste. Dans le cas d'un pays où les règles comptables sont basées sur les coûts historiques, il n'est pas permis d'ajuster la dépréciation non plus que d'évaluer les inventaires par rapport au nouveau niveau de prix dans l'économie dans l'éventualité d'une poussée inflationniste. Dans ces deux cas les bénéfices nets apparaissent alors plus élevés. Cette hypothèse implique que les prix des actions ne peuvent augmenter proportionnellement avec l'inflation parce que celle-ci augmente le taux marginal d'imposition des entreprises et réduit par le fait même les bénéfices des corporations après impôt. Cependant, certains pays, dont le Mexique et le Chili, permettent aux corporations d'ajuster leurs bénéfices avant impôt de façon à ce que les entreprises ne soient pas systématiquement imposées davantage suite à une poussée inflationniste.

1. Il est à noter cependant que Boudoukh et Richardson (1993) ont identifié que la relation négative entre les rendements boursiers et l'inflation disparaît à plus long terme en ce sens que le prix des actifs boursiers augmenteraient en période d'inflation lorsque l'horizon des investisseurs est supérieur à cinq ans.

L'avantage procuré par une étude comparative de plusieurs pays est la mise en évidence de l'impact des lois fiscales qui permettent d'ajuster les bénéfices d'une compagnie en fonction de l'inflation. Si la même relation est observée entre l'inflation et les rendements boursiers dans les pays où les lois fiscales ne sont pas similaires en terme du traitement de l'impact de l'inflation sur le niveau d'imposition des corporations, ceci invaliderait l'hypothèse fiscale comme explication potentielle à ce phénomène. Il est aussi intéressant d'étudier la relation entre l'inflation et les rendements boursiers dans les marchés en émergence parce qu'ils présentent, dans la plupart des cas, des taux d'inflation plus élevés que ceux des pays industrialisés. De plus, fort peu de choses sont connues en rapport avec le comportement des prix des titres boursiers en période de grande inflation.

Cet article est organisé de la façon suivante : la première section se penche sur la relation des rendements boursiers avec l'inflation ainsi que sur les différentes approximations utilisées dans la littérature pour mesurer l'inflation anticipée. Elle discute aussi des dispositions fiscales des différents pays en ce qui a trait à l'inflation. La deuxième section présente les données et leurs statistiques descriptives. Dans la troisième section, les différentes approximations introduites dans la première section pour l'inflation anticipée sont utilisées afin d'évaluer l'impact de l'inflation sur les rendements boursiers. La conclusion est présentée dans la quatrième section.

1. L'IMPACT DE L'INFLATION SUR LES RENDEMENTS BOURSIERS

La relation négative identifiée entre les rendements boursiers et l'inflation anticipée et non anticipée est anormale puisque l'intuition classique en économique suggère que le prix des titres boursiers devraient augmenter en période inflationniste. Une relation positive entre le prix des titres boursiers et l'inflation non anticipée est attendue dû au fait que les titres boursiers représentent un droit à des actifs réels et devraient donc offrir une couverture contre l'inflation non anticipée. De plus, les rendements boursiers devraient être positivement reliés à l'inflation anticipée de par la théorie de Fisher (1930).

Sur la base de cette intuition, Fama et Schwert (1977) utilisent la théorie de Fisher (1930) sur les taux d'intérêt comme point de départ pour leur recherche. La théorie de Fisher stipule que le rendement nominal de tout actif est égal au taux de rendement réel de cet actif auquel est ajouté une prime pour l'inflation anticipée. Cette théorie peut être résumée par l'équation suivante

$$E(R_{jt}|\phi_{t-1}) = E(I_{jt}|\phi_{t-1}) + E(P_t|\phi_{t-1}) \quad (1)$$

où

$E(R_{jt}|\phi_{t-1})$ est le rendement nominal anticipé de l'actif j entre $t-1$ et t , étant donné l'ensemble d'information ϕ_{t-1} disponible au temps $t-1$,

$E(I_{jt}|\phi_{t-1})$ est le taux de rendement réel sur un actif j étant donné l'information ϕ_{t-1} disponible au temps $t-1$,

$E(P_t|\phi_{t-1})$ est la meilleure anticipation du taux d'inflation entre t et $t-1$ qui puisse être faite étant donné l'information ϕ_{t-1} disponible au temps $t-1$.

Afin de caractériser la relation qui existe entre l'inflation anticipée et l'inflation non anticipée, Fama et Schwert décomposent l'équation (1), et dérivent le modèle de régression suivant

$$R_{jt} = \alpha_j + \beta_j E(P_t|\phi_{t-1}) + \gamma_j (P_t - E(P_t|\phi_{t-1})) + \eta_{jt} \quad (2)$$

Fama et Schwert proposent ce modèle puisque l'inflation anticipée et non anticipée sont orthogonales entre elles, ce qui implique que le modèle de régression en (2) devrait contenir des coefficients estimés pour β_j et γ_j non significativement différents de un.

1.1 Approximations pour l'inflation anticipée

1.1.1 L'approximation de Fama (1975)

Fama et Schwert représentent l'inflation anticipée par le rendement sur un bon du Trésor venant à échéance dans un mois. Leur choix s'inspire d'une étude réalisée par Fama (1975). Celui-ci y argumente que le rendement nominal d'un bon du Trésor venant à échéance dans un mois peut servir d'approximation au taux sans risque si le taux d'intérêt réel est constant dans le temps puisque, dès lors, toute variation dans le taux de rendement sans risque peut être considérée reliée à une variation dans le taux d'inflation anticipée.

Dans cet article, la première approximation utilisée pour l'inflation anticipée s'appuie sur l'étude de Fama (1975) et utilise le taux de rendement sur les bons du Trésor venant à échéance dans un mois (aussi appelé taux de rendement sans risque) ou son substitut le plus proche. Le modèle de régression est alors le suivant

$$P_{jt} = \alpha_{j0} + \alpha_{j1} RF_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (3)$$

où

P_{jt} est le taux d'inflation du pays j au temps t ,

RF_{jt} est le taux de rendement nominal de l'actif sans risque du pays j au temps t .

Dans ce cas, on s'attend à ce que α_{j1} ne soit pas significativement différent de un si le taux de rendement sans risque est constant dans le temps. De plus, α_{j0} ne devrait pas être significativement différent de zéro.

1.1.2 *L'approximation de Boudoukh, Richardson et Whitelaw (1994)*

Une seconde approximation de l'inflation anticipée utilisée dans la littérature est proposée par Boudoukh, Richardson et Whitelaw (1994). Cette approximation consiste en une régression par moindres carrés ordinaires de l'inflation courante sur l'inflation passée et un taux de rendement sans risque à court terme, soit

$$P_{jt} = \alpha_{j0} + \alpha_{j1}P_{jt-1} + \alpha_{j2}RF_{jt} + \varepsilon_{jt}. \quad (4)$$

Dans ce cas, on s'attend à trouver des relations positives et significatives entre l'inflation et l'inflation décalée d'une période et le taux de rendement sans risque. En fait, ce modèle de l'inflation anticipée réunit les propriétés bien connues des séries chronologiques de l'inflation (c.-à-d. une forte autocorrélation de l'inflation) avec l'information qui peut être obtenue par les taux de rendement nominaux venant à échéance dans un mois (Fama, 1975). En fait, il existe une abondante littérature (Fama et Gibbons, 1984) sur l'utilisation de l'inflation décalée comme prédicteur de l'inflation et il apparaît que cette variable ajoute au pouvoir explicatif du modèle de Fama (1975).

Dans la seconde partie de cette étude, les résultats de la relation existant entre l'inflation anticipée et l'inflation non anticipée (suivant les deux différents modes d'approximation pour l'inflation anticipée) et le rendement des indices boursiers pour différents pays sont présentés.

1.2 *Considérations fiscales*

Les règles comptables dans la plupart des pays industrialisés sont basées sur la comptabilité au coût historique. Ces mesures, en périodes d'inflation, ont pour effet d'augmenter indirectement le taux marginal d'imposition des entreprises puisque celles-ci ne peuvent évaluer leurs inventaires au nouveau niveau de prix non plus qu'elles ne peuvent augmenter leurs dépenses d'amortissement. Cet argument est à la base de l'hypothèse fiscale afin d'expliquer la relation négative identifiée par Fama et Schwert (1977) entre les rendements boursiers et l'inflation anticipée et non anticipée.

Cependant, certains pays où sévissent des taux d'inflation élevés n'ont guère eu d'autres choix que de se donner des règles comptables qui, à l'encontre de la comptabilité au coût historique, visent à tenir compte des effets des variations générales ou spécifiques des prix en période d'inflation. Ces pays exigent donc l'indexation des états financiers en fonction du niveau général des prix ou l'utilisation de valeurs actuelles. Le Mexique et le Chili sont deux exemples de pays où les effets de l'inflation sont comptabilisés.

Au Mexique, on a choisi, à partir de 1984, d'exprimer les états financiers en entier en devises constantes. Ceci a pour effet de ne pas pénaliser les firmes en

ce qui a trait à la dépréciation et aux inventaires. Cette mesure fiscale venait compléter et harmoniser différents arrangements qui tenaient partiellement compte des effets de l'inflation. Dans le cas du Chili, on ajuste plutôt les coûts historiques pour le niveau d'inflation réalisé dans le pays, ce qui permet encore une fois de compenser pour les biais de la comptabilité au coût historique. La méthode choisie par le Chili permet d'éliminer les effets de l'inflation générale sur les états financiers en ajustant, au moyen d'un indice général des prix, les valeurs historiques initialement libellées en unités monétaires de pouvoirs d'achat différents, de manière à exprimer chaque poste en unités ayant le même pouvoir d'achat à une date donnée. Dans le cas du Chili, comme dans celui du Mexique, les règles comptables empêchent que les entreprises ne soient systématiquement imposées davantage suite à une poussée inflationniste.

2. DONNÉES ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Les pays considérés dans cette étude sont le Mexique, la Thaïlande, l'Inde, le Chili et la Corée. Les États-Unis sont inclus dans l'échantillon parce qu'ils offrent un point de référence pour l'analyse des résultats. L'ensemble de ces pays présente un éventail de niveau d'inflation qui permet d'évaluer l'impact de celle-ci sur les rendements boursiers dans différents contextes. Le Mexique et le Chili ont un taux d'inflation élevé par rapport à la Thaïlande et à l'Inde qui présentent pour leur part un niveau d'inflation plus modéré. La Corée enregistre un niveau d'inflation faible et se rapproche à cet égard des États-Unis.

Les taux de rendement sont capitalisés mensuellement pour l'inflation, les indices boursiers et les bons du Trésor venant à échéance dans un mois. Lorsque le rendement sur les bons du Trésor n'est pas disponible, leur substitut le plus immédiat est alors utilisé (voir l'annexe 1 pour une description détaillée du taux de rendement utilisé pour chaque pays)².

Pour la plupart des pays, les données disponibles commencent en janvier 1975 ou peu après. Plus spécifiquement, les séries pour le Mexique débutent en janvier 1978 et se terminent en décembre 1992 (180 observations). Les données chiliennes commencent en janvier 1977 et vont jusqu'à décembre 1992 (192 observations). Dans le cas de l'Inde, les observations vont de janvier 1976 à décembre 1992 (204 observations). Les données de la Thaïlande couvrent la période allant de janvier 1977 à avril 1992 (184 observations). Les séries coréennes commencent en août 1976 et se terminent en décembre 1992 (197 observations) et finalement les données américaines débutent en février 1975 pour se terminer en décembre 1992 (215 observations). Dans l'ensemble, on trouve à peu près deux cents observations par pays.

2. Il est possible que les taux d'intérêt disponibles pour l'Inde et la Corée aient été contrôlés jusqu'à un certain point pendant la période considérée dans cette étude. Ceci devra être pris en compte dans l'interprétation des résultats.

Le rendement des indices de marché incluant les dividendes pour les différents pays sont calculés sur une base mensuelle. Ces indices sont publiés par la base de données *Emerging Market Data Base* (International Finance Corporation, Capital Market Department, 1993). Le rendement du marché américain est celui de l'indice Standard and Poors 500 incluant les dividendes. Ce rendement en dividende est représenté par le rendement en dividende de chaque titre inclus dans l'indice, pondéré par la valeur marchande de chaque titre du New York Stock Exchange, tel que publié par le *Center for Research in Security Prices (CRSP)* de l'université de Chicago. Pour obtenir le rendement en dividende, la variable *VWRETX* a été soustraite de la variable *VWRETD*, ces deux séries étant disponibles sur le ruban *CRSP*.

Le taux d'inflation et le rendement sur les bons du Trésor venant à échéance dans un mois pour tous les pays sont disponibles par l'entremise de *Data Service and Information* (International Statistical Yearbook, World of Macro, 1993). Ces deux séries sont exprimées en pourcentage mensuel. Dans cette étude, le rendement sur les bons du Trésor venant à échéance dans un mois pondéré par son coefficient (tel que décrit par l'équation 3) est utilisé comme une première approximation pour l'inflation anticipée (l'approximation de Fama, 1975 étant rejetée dans la plupart des pays). L'inflation non anticipée est construite à partir de la différence entre l'inflation observée et l'approximation pour l'inflation anticipée³. Lorsque l'approximation de Boudoukh, Richardson et Whitelaw (1994) est utilisée pour l'inflation anticipée, l'inflation non anticipée est alors construite à partir de la différence entre l'inflation réalisée et l'inflation anticipée pour la période considérée.

Le tableau 1 présente les statistiques descriptives du taux de rendement sans risque, du taux d'inflation et du rendement de l'indice de marché pour chaque pays. En moyenne, dans tous les pays, le rendement du marché boursier est supérieur à l'inflation et au taux de rendement sans risque. Cependant, l'écart-type du rendement boursier est plus grand que l'écart-type du taux sans risque. De plus, en moyenne, le taux sans risque mexicain ne compense pas les investisseurs pour l'inflation. Le tableau présente aussi le coefficient d'autocorrélation du premier retard des trois séries. De façon consistante avec les études antérieures sur les taux d'intérêt, le taux de rendement sans risque apparaît fortement corrélé alors que les rendements boursiers le sont fort peu.

3. Il est à noter que les résultats ont aussi été estimés en contraignant le coefficient sur le taux de rendement sans risque à un. Dans ce cas les résultats étaient sensiblement différents puisque seulement dans le cas de la Corée était-il impossible de rejeter l'hypothèse selon laquelle ce coefficient était égal à un.

TABLEAU 1
STATISTIQUES DESCRIPTIVES

TAUX SANS RISQUE						
	CHILI	INDE	CORÉE	MEXIQUE	THAÏLANDE	ÉTATS-UNIS
Échantillon	192	204	197	180	184	216
Moyenne (%)	2,54	0,83	1,13	2,90	0,91	0,62
Écart-type (%)	1,30	0,32	0,31	1,65	0,26	0,22
ρ_1	0,83	0,77	0,97	0,93	0,77	0,98
Minimum (%)	0,30	0,34	0,67	0,10	0,71	0,23
Maximum (%)	7,86	2,55	1,86	2,94	3,27	1,27

INFLATION						
	CHILI	INDE	CORÉE	MEXIQUE	THAÏLANDE	ÉTATS-UNIS
Échantillon	192	204	197	180	184	216
Moyenne (%)	1,85	0,67	0,73	3,36	0,51	0,47
Écart-type (%)	1,80	0,91	0,89	2,68	0,72	0,34
ρ_1	0,75	0,53	0,52	0,81	0,53	0,67
Minimum (%)	-2,08	-2,98	-0,87	0,57	-1,69	-0,49
Maximum (%)	100,00	2,53	4,37	15,46	3,51	1,54

RENDEMENTS BOURSISERS						
	CHILI	INDE	CORÉE	MEXIQUE	THAÏLANDE	ÉTATS-UNIS
Échantillon	192	204	197	180	184	216
Moyenne (%)	4,39	2,28	1,90	5,47	1,99	1,27
Écart-type (%)	10,68	8,23	9,18	12,69	7,48	4,44
ρ_1	0,26	0,10	-0,06	0,31	0,10	-0,08
Minimum (%)	-26,23	-24,60	-18,43	-41,35	-33,82	-21,54
Maximum (%)	66,94	47,05	44,84	43,06	27,67	13,35

NOTES : Les données du Chili vont de janvier 1977 à décembre 1992, celles de l'Inde de janvier 1976 à décembre 1992, celles de la Corée d'août 1976 à décembre 1992, celles du Mexique de janvier 1978 à décembre 1992, celles de la Thaïlande de janvier 1977 à avril 1992 et celles des États-Unis de février 1975 à décembre 1992. ρ_1 est le coefficient d'autocorrélation du premier retard de chacune des séries.

3. RÉSULTATS EMPIRIQUES

3.1 Méthodologie

Comme plusieurs séries financières, les rendements boursiers et l'inflation peuvent être sujets à la présence d'hétéroscédasticité et d'aplatissement dans leur distribution. Dans une revue de la littérature, Bollerslev, Chou et Kroner (1992) recensent les applications où le processus GARCH (Engle, 1982; Bollerslev, 1986) s'est révélé une méthode adéquate de modélisation de ces caractéristiques des séries financières. Dans cet article, les résultats présentés utilisent cette méthode d'estimation.

3.2 L'approximation de Fama pour l'inflation anticipée

Puisque Fama et Schwert ont utilisé le rendement sur un bon du Trésor venant à échéance dans un mois pour représenter l'inflation anticipée, la première étape est de vérifier si cette approximation est valable pour les pays étudiés ici. Soit le modèle de régression du taux de rendement sans risque sur le taux d'inflation pour chaque pays (équation 3). Le tableau 2 présente les statistiques des résidus de cette régression par moindres carrés ordinaires pour chaque pays. Dans tous les pays, il y a une forte évidence de corrélation sérielle et d'hétéroscédasticité dans les résultats. De plus, la présence d'effets ARCH et GARCH ne peut être éliminée⁴.

Le tableau 3 présente les estimés des coefficients de l'équation (3). Si le rendement sur les bons du Trésor (ou leur plus proche substitut) est une bonne approximation pour l'inflation anticipée (c.-à-d. le modèle de Fama, 1975, est valide), le coefficient du taux sans risque ne devrait pas être significativement différent de un. Cette hypothèse est rejetée à un niveau de signification de un pour cent dans tous les cas à l'exception de la Corée.

Étant donné la présence d'hétéroscédasticité dans les résidus des régressions par moindres carrés ordinaires, le même modèle est réestimé en utilisant une spécification GARCH. Le modèle alors estimé est le suivant

$$P_{jt} = \alpha_{j0} + \alpha_{j1}RF_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (5)$$

$$h_{jt} = c_j + a_j\varepsilon_{jt-1}^2 + b_jh_{jt-1} \quad (6)$$

où

h_{jt} est la variance conditionnelle du taux d'inflation dans le pays j au temps t ,

c_j est une constante,

ε_{jt-1}^2 est le carré du résidu de la régression (5) de l'actif j au temps $t-1$.

4. Les tests utilisés pour identifier la présence d'effets ARCH et GARCH sont tels que proposés par Engle (1982). Ils consistent en une régression du carré des résidus d'une régression du taux sans risque sur l'inflation sur les résidus au carré décalés de cette même régression.

TABLEAU 2

APPROXIMATION DE FAMA (1975)

$$P_{jt} = \alpha_{j0} + \alpha_{j1}RF_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

TESTS DIAGNOSTIQUES						
	CHILI	INDE	CORÉE	MEXIQUE	THAÏLANDE	ÉTATS-UNIS
Q1 (10)	461,05 (0,00)	109,67 (0,00)	260,77 (0,00)	582,06 (0,00)	83,23 (0,00)	428,11 (0,00)
Q2 (10)	372,00 (0,00)	40,99 (0,00)	124,13 (0,00)	73,90 (0,00)	97,94 (0,00)	171,10 (0,00)
F2	38,80 (0,00)	12,51 (0,00)	17,99 (0,00)	8,19 (0,00)	3,40 (0,03)	22,55 (0,00)
F12	3,51 (0,00)	1,81 (0,05)	6,11 (0,00)	3,12 (0,00)	5,74 (0,00)	5,29 (0,00)

NOTES: Q1 (10) représente la statistique pour les dix premiers retards de la fonction d'autocorrélation des résidus centrés réduits de l'estimation par maximum de vraisemblance à variance constante. Q2 (10) représente la même statistique pour le carré des résidus centrés réduits. Les valeurs p, entre parenthèses, sont pour la distribution du χ^2 (10) dans les deux cas. F2 est une statistique qui suit une distribution de Fisher. Elle teste l'hypothèse nulle selon laquelle le carré des résidus résultant d'une régression du carré des résidus par moindres carrés ordinaires du modèle sont indépendants de ces mêmes résidus retardés une fois et deux fois. F12 est la même statistique que F2 mais pour des résidus retardés douze fois. Dans les deux cas, les valeurs p, entre parenthèses, suivent une distribution $F(q, N-K)$ avec $q, N-K$ degrés de liberté, où q est le nombre de restrictions imposées sur le modèle, N est le nombre d'observations, et K est le nombre de variables explicatives.

TABLEAU 3

APPROXIMATION DE FAMA (1975)

$$P_{jt} = \alpha_{j0} + \alpha_{j1}RF_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

COEFFICIENTS ESTIMÉS						
	CHILI	INDE	CORÉE	MEXIQUE	THAÏLANDE	ÉTATS-UNIS
α_{j0}	0,440 (0,265)	0,422 (0,175)	-0,339 (0,179)	0,116 (0,017)	0,133 (0,139)	0,058 (0,052)
α_{j1}	0,549* (0,093)	0,301* (0,197)	0,982 (0,155)	0,397* (0,023)	0,404* (0,154)	0,660* (0,082)

NOTES : Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. L'astérisque (*) indique le rejet de l'hypothèse selon laquelle le coefficient du taux sans risque est égal à un à un seuil de cinq pourcent. Les coefficients significativement différents de zéro à un seuil de cinq pourcent sont présentés en caractères gras.

Le tableau 4 présente les tests diagnostiques des résidus de ces estimations pour chacun de ces pays. Les résidus semblent corrélés dans le cas des États-Unis, mais dans l'ensemble les résultats sont satisfaisants.

TABLEAU 4

APPROXIMATION DE FAMA (1975)

$$P_{jt} = \alpha_{j0} + \alpha_{j1}RF_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

$$h_{jt} = c_j + a_j \varepsilon_{jt-1}^2 + b_j h_{jt-1}$$

TESTS DIAGNOSTIQUES						
	CHILI	INDE	CORÉE	MEXIQUE	THAÏLANDE	ÉTATS-UNIS
Q1 (10)	16,69 (0,08)	16,07 (0,10)	12,97 (0,23)	11,58 (0,31)	15,82 (0,11)	199,66 (0,00)
Q2 (10)	9,22 (0,51)	6,66 (0,76)	10,55 (0,39)	9,36 (0,50)	6,01 (0,82)	7,84 (0,64)
OPG-VAR	3,46 (0,06)	1,79 (0,18)	0,50 (0,48)	2,89 (0,09)	2,11 (0,15)	0,80 (0,37)
R	- 2,97 (0,00)	0,07 (0,94)	1,00 (0,32)	- 3,97 (0,00)	0,37 (0,71)	- 6,30 (0,00)
S	9,03 (0,00)	5,38 (0,02)	15,53 (0,00)	109,53 (0,00)	7,29 (0,01)	0,30 (0,58)
K	12,45 (0,00)	0,13 (0,71)	1,66 (0,20)	28,73 (0,00)	2,23 (0,14)	0,27 (0,00)

NOTES : Q1 (10) et Q2 (10) sont les statistiques pour les dix premiers retards de la fonction d'auto-corrélation des résidus centrés réduits et de leurs carrés pour le modèle GARCH. Les valeurs p, entre parenthèses, sont pour une distribution du χ^2 (10) pour les deux tests. OPG-VAR, S et K sont des statistiques pour un test des moments conditionnels (Newey, 1985) pour la spécification de la variance, pour la présence d'asymétrie et pour l'aplatissement dans la distribution. Les valeurs p, entre parenthèses, sont pour une distribution du χ^2 (1). R est la statistique pour des séquences déviant de la moyenne (Runs test) et dans ce cas, les valeurs p sont pour la distribution normale centrée réduite.

Le tableau 5 rapporte les coefficients estimés avec GARCH. Après avoir corrigé pour la présence d'hétéroscédasticité, l'inflation n'est plus fortement corrélée avec le taux de rendement sans risque dans aucun des pays de l'échantillon. Il apparaît donc que l'approximation utilisée par Fama et Schwert pour l'inflation anticipée ne donne pas de meilleurs résultats pour les États-Unis que pour l'Inde, le Mexique ou encore la Thaïlande. Ceci est conforme avec les résultats de plusieurs autres études (Mishkin, 1992 ; Barsky, 1987) de la relation entre l'inflation et le taux d'intérêt sans risque réalisées après celle de Fama (1975). Les résultats de l'estimation GARCH présentés dans cette étude sont estimés à partir de la procédure du quasi-maximum de vraisemblance

(Bollerslev et Wooldridge, 1992). Les écarts-types rapportés sont pour une distribution conditionnelle normale (entre parenthèses) et pour une distribution robuste à des déviations par rapport à une distribution conditionnelle normale [entre crochets].

TABLEAU 5

APPROXIMATION DE FAMA (1975)

$$P_{jt} = \alpha_{j0} + \alpha_{j1} RF_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

$$h_{jt} = c_j + a_j \varepsilon_{jt-1}^2 + b_j h_{jt-1}$$

COEFFICIENTS ESTIMÉS						
	CHILI	INDE	CORÉE	MEXIQUE	THAÏLANDE	ÉTATS-UNIS
α_{j0}	0,673 (0,120) [0,236]	0,340 (0,069) [0,080]	0,250 (0,053) [0,050]	0,482 (0,129) [0,159]	0,241 (0,051) [0,046]	0,110 (0,057) [0,069]
α_{j1}	0,629* (0,051) [0,113]	0,530* (0,060) [0,073]	0,471* (0,069) [0,066]	0,725* (0,053) [0,104]	0,329* (0,079) [0,063]	0,531* (0,102) [0,143]
c_j	0,193 (0,122) [0,479]	0,089 (0,224) [0,089]	0,012 (0,009) [0,010]	0,252 (0,066) [0,127]	0,003 (0,003) [0,003]	0,037 (0,009) [0,009]
a_j	0,555 (0,138) [0,531]	-0,009 (0,043) [0,040]	0,146 (0,043) [0,039]	0,897 (0,236) [0,442]	0,109 (0,032) [0,025]	0,580 (0,145) [0,130]
b_j	0,426 (0,146) [0,573]	0,860 (0,365) [0,133]	0,841 (0,047) [0,048]	0,413 (0,085) [0,147]	0,896 (0,029) [0,024]	0,053 (0,114) [0,098]

NOTES : Les écarts-types entre parenthèses sont pour une distribution conditionnelle normale. Les écarts-types entre crochets sont robustes aux écarts à la distribution conditionnelle normale. L'astérisque (*) indique le rejet de l'hypothèse selon laquelle $\alpha_{j1} = 1$ à un niveau significatif de cinq pourcent. Les coefficients significativement différents de zéro à un seuil de cinq pourcent sont présentés en caractères gras.

3.3 L'approximation de Boudoukh, Richardson et Whitelaw (1994) pour l'inflation anticipée

Les résultats des estimations par moindres carrés ordinaires pour la relation entre l'inflation et l'inflation décalée d'une période et le taux de rendement sans risque sont présentés dans les tableaux 6 et 7. Dans ce cas, on observe toujours une forte présence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation dans les résidus et des coefficients généralement significatifs.

TABLEAU 6

APPROXIMATION DE BOUDOUKH, RICHARDSON ET WHITELAW (1994)

$$P_{jt} = \alpha_{j0} + \alpha_{j1} RF_{jt} + \alpha_{j2} P_{jt-1} + \varepsilon_{jt}$$

TESTS DIAGNOSTIQUES						
	CHILI	INDE	CORÉE	MEXIQUE	THAÏLANDE	ÉTATS-UNIS
Q1 (10)	461,05 (0,00)	109,67 (0,00)	260,77 (0,00)	582,06 (0,00)	83,23 (0,00)	428,11 (0,00)
Q2 (10)	372,00 (0,00)	40,90 (0,00)	124,13 (0,00)	73,90 (0,00)	97,94 (0,00)	171,10 (0,00)
F2	10,57 (0,00)	0,05 (0,95)	6,88 (0,00)	2,03 (0,13)	2,97 (0,05)	2,08 (0,13)
F12	1,73 (0,07)	0,76 (0,68)	5,12 (0,00)	1,76 (0,06)	4,39 (0,00)	0,77 (0,67)

NOTES : cf. notes du tableau 2.

TABLEAU 7

APPROXIMATION DE BOUDOUKH, RICHARDSON ET WHITELAW (1994)

$$P_{jt} = \alpha_{j0} + \alpha_{j1} RF_{jt} + \alpha_{j2} P_{jt-1} + \varepsilon_{jt}$$

COEFFICIENTS ESTIMÉS						
	CHILI	INDE	CORÉE	MEXIQUE	THAÏLANDE	ÉTATS-UNIS
α_{j0}	0,608 (0,262)	0,109 (0,151)	-0,227 (0,168)	0,544 (0,161)	0,076 (0,137)	0,021 (0,043)
α_{j1}	0,643 (0,108)	0,302 (0,166)	0,593 (0,158)	0,175 (0,033)	0,317 (0,153)	0,269 (0,075)
α_{j2}	-0,232 (0,074)	0,484 (0,058)	0,421 (0,064)	0,547 (0,062)	0,273 (0,067)	0,594 (0,053)

NOTES : Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. Les coefficients significativement différents de zéro à un seuil de cinq pourcent sont présentés en caractères gras.

Les résultats du même modèle pour une estimation GARCH apparaissent aux tableaux 8 et 9. Comme dans le cas de l'approximation de Fama (1975), l'estimation GARCH semble améliorer la performance de l'estimation. De plus, l'approximation de Boudoukh, Richardson et Whitelaw (1994) présente de meilleurs résultats en ce qui a trait à la présence d'autocorrélation dans les séries que l'approximation de Fama (1975), en particulier pour les États-Unis.

TABLEAU 8

APPROXIMATION DE BOUDOUKH, RICHARDSON ET WHITELAW (1994)

$$P_{jt} = \alpha_{j0} + \alpha_{j1} RF_{jt} + \alpha_{j2} P_{jt-1} + \varepsilon_{jt}$$

$$h_{jt} = c_j + a_j \varepsilon_{jt-1}^2 + b_j h_{jt-1}$$

TESTS DIAGNOSTIQUES						
	CHILI	INDE	CORÉE	MEXIQUE	THAÏLANDE	ÉTATS-UNIS
Q1 (10)	16,41 (0,09)	17,56 (0,06)	5,41 (0,86)	10,23 (0,42)	15,41 (0,12)	25,86 (0,05)
Q2 (10)	14,82 (0,14)	7,16 (0,71)	8,15 (0,62)	9,01 (0,53)	8,97 (0,53)	6,65 (0,76)
OPG-VAR	0,05 (0,82)	2,07 (0,15)	0,63 (0,43)	2,85 (0,09)	0,32 (0,57)	1,78 (0,18)
R	-1,38 (0,17)	0,35 (0,73)	-1,00 (0,32)	-4,42 (0,00)	0,67 (0,50)	-1,15 (0,25)
S	6,76 (0,01)	5,60 (0,02)	19,51 (0,00)	90,96 (0,00)	7,35 (0,01)	0,01 (0,93)
K	11,32 (0,00)	0,18 (0,67)	1,21 (0,27)	56,82 (0,00)	2,12 (0,15)	5,93 (0,02)

Notes : cf. notes du tableau 4.

3.4 Les rendements boursiers et l'inflation anticipée et non anticipée

À partir de l'analyse de la performance des différentes approximations pour l'inflation anticipée, on peut maintenant considérer l'impact de l'inflation sur les rendements boursiers tel que proposé par l'équation (2). Cette démarche nous permettra d'évaluer si la même relation significativement négative existe entre les rendements boursiers et l'inflation pour les pays étudiés ici.

3.4.1 L'approximation de Fama pour l'inflation anticipée

Les tableaux 10 et 11 présentent les tests diagnostiques et les coefficients estimés pour le modèle suivant pour tous les pays à l'exception du Mexique,

$$R_{jt} = \alpha_{j0} + \alpha_{j1} EP_{jt} + \alpha_{j2} UEP_{jt} + \delta_j D_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (7)$$

où EP_{jt} est le taux d'inflation anticipée pour le pays j au temps t ,

UEP_{jt} est le taux d'inflation non anticipée pour le pays j au temps t ,

D_{jt} est une variable binaire ayant une valeur de un à certaines dates spécifiques et de zéro aux autres dates.

TABLEAU 9

APPROXIMATION DE BOUDOUKH, RICHARDSON ET WHITELAW (1994)

$$P_{jt} = \alpha_{j0} + \alpha_{j1}RF_{jt} + \alpha_{j2}P_{jt-1} + \varepsilon_{jt}$$

$$h_{jt} = c_j + a_j\varepsilon_{jt-1}^2 + b_jh_{jt-1}$$

COEFFICIENTS ESTIMÉS						
	CHILI	INDE	CORÉE	MEXIQUE	THAÏLANDE	ÉTATS-UNIS
α_{j0}	0,318 (0,141) [0,186]	0,135 (0,160) [0,146]	-0,355 (0,185) [0,186]	0,096 (0,128) [0,155]	0,133 (0,141) [0,118]	0,048 (0,047) [0,052]
α_{j1}	0,535 (0,093) [0,183]	0,250 (0,177) [0,152]	0,652 (0,192) [0,202]	1,993 (0,399) [0,690]	0,145 (0,164) [0,149]	0,265 (0,081) [0,089]
α_{j2}	0,244 (0,101) [0,186]	0,525 (0,060) [0,071]	0,379 (0,071) [0,068]	0,580 (0,081) [0,141]	0,329 (0,078) [0,067]	0,533 (0,064) [0,090]
c_j	0,165 (0,096) [0,277]	0,087 (0,329) [0,100]	0,013 (0,010) [0,013]	0,298 (0,086) [0,165]	0,011 (0,010) [0,011]	0,041 (0,017) [0,017]
a_j	0,536 (0,140) [0,405]	-0,003 (0,041) [0,037]	0,139 (0,048) [0,038]	0,814 (0,245) [0,407]	0,089 (0,031) [0,032]	0,216 (0,114) [0,143]
b_j	0,446 (0,146) [0,438]	0,855 (0,658) [0,157]	0,843 (0,051) [0,045]	0,415 (0,086) [0,131]	0,887 (0,039) [0,032]	0,145 (0,255) [0,205]

NOTES: Les écarts-types entre parenthèses sont pour une distribution conditionnelle normale. Les écarts-types entre crochets sont pour une distribution conditionnelle robuste aux déviations par rapport à une distribution conditionnelle normale. Les coefficients significativement différents de zéro à un seuil de cinq pourcent sont présentés en caractères gras.

Le cas du Mexique est particulier puisque la réforme fiscale qui consista à exprimer les états financiers des entreprises en entier en devises constantes ne date que de janvier 1984. Dans ce cas, le modèle estimé est le suivant

$$R_{jt} = \alpha_{j0} + \alpha_{j1}EP_{jt} + \alpha_{j2}UEP_{jt} + \alpha_{j1d}d_tEP_{jt} + \alpha_{j2d}d_tUEP_{jt} + \delta_jD_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (8)$$

où d_t est une variable binaire qui prend la valeur de un à partir de janvier 1984 et zéro pour les mois précédant janvier 1984.

Les États-Unis et la Corée partagent les mêmes propriétés en ce sens que l'autocorrélation des séries et l'hétéroscédasticité sont des problèmes marginaux pour ces deux pays. Sur la base des coefficients estimés par moindres carrés ordinaires, on ne peut rejeter l'hypothèse que les coefficients sont significativement différents de un pour l'inflation non anticipée en Inde, au Mexique et au Chili. Cependant, cette hypothèse est rejetée pour la Corée, la Thaïlande et les États-Unis. Il faut aussi noter que si l'on ne peut rejeter l'hypothèse selon laquelle les rendements boursiers sont positivement et parfaitement corrélés avec l'inflation, on ne peut pas rejeter non plus, dans la plupart des cas, l'hypothèse selon laquelle la relation entre les rendements boursiers et l'inflation est égale à zéro⁵. Ce résultat est similaire à ceux présentés par Boudoukh et Richardson (1993).

Le cas du Mexique est particulier puisque le coefficient pour l'inflation anticipée est positif et significativement différent de zéro. Cette relation est d'autant plus intéressante qu'elle semble due, dans sa plus grande partie, au changement fiscal qui a eu lieu en 1984. La relation entre le rendement boursier et l'inflation non anticipée n'apparaît toutefois pas significative.

TABLEAU 10

APPROXIMATION DE FAMA (1975)

$$R_{jt} = \alpha_{j0} + \alpha_{j1}EP_{jt} + \alpha_{j2}UEP_{jt} + \delta_j D_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

TESTS DIAGNOSTIQUES						
	CHILI	INDE	CORÉE	MEXIQUE*	THAÏLANDE	ÉTATS-UNIS
Q1 (10)	35,74 (0,00)	16,34 (0,09)	5,72 (0,84)	40,11 (0,00)	16,83 (0,08)	10,80 (0,37)
Q2 (10)	12,66 (0,24)	54,06 (0,00)	8,22 (0,61)	153,20 (0,00)	12,51 (0,25)	6,68 (0,76)
F2	3,24 (0,04)	13,91 (0,00)	0,59 (0,55)	0,76 (0,47)	4,52 (0,01)	1,38 (0,25)
F12	0,77 (0,67)	5,35 (0,00)	0,60 (0,83)	1,81 (0,05)	1,48 (0,14)	0,88 (0,57)

NOTES: cf. notes du tableau 2. L'astérisque (*) indique que les tests diagnostiques pour le Mexique ont été effectués à partir du modèle décrit à l'équation (8).

5. Pagan (1984, modèle 4) montre que les écarts-types calculés par moindres carrés ordinaires sont parfaitement efficients pour l'inflation non anticipée mais que dans le cas de l'inflation anticipée les écarts-types sont surestimés. C'est pourquoi il est possible que des coefficients pour l'inflation anticipée apparaissent non significativement différents de zéro alors qu'ils pourraient l'être avec des écarts-types efficients.

TABLEAU 11

APPROXIMATION DE FAMA (1975)

$$R_{jt} = \alpha_{j0} + \alpha_{j1}EP_{jt} + \alpha_{j2}UEP_{jt} + \delta_j D_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

COEFFICIENTS ESTIMÉS						
	CHILI	INDE	CORÉE	MEXIQUE‡	THAÏLANDE	ÉTATS-UNIS
α_{j0}	0,348 (0,142)	0,416 (0,406)	0,407 (0,147)	-0,085 (0,157)	1,310 (0,226)	0,284 (0,098)
α_{j1}	0,238 (0,495)	-2,799 (5,991)	-2,802 (1,795)	1,561 (0,607)	-0,208 (0,042)	-0,301 (0,200)
α_{j2}	1,297 (0,614)	-1,393 (6,427)	-0,818* (0,802)	-0,033 (0,085)	0,224* (0,693)	-0,177* (0,092)
δ_j	6,138 (0,979)			-5,204 (1,153)	-4,009 (0,671)	-2,353 (0,418)
α_{j1d}				1,356 (0,634)		
α_{j2d}				-0,047 (0,140)		

NOTES : Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. L'astérisque (*) indique le rejet de l'hypothèse selon laquelle le coefficient de l'inflation non anticipée est égal à un à un seuil de cinq pourcent. Les coefficients présentés en caractères gras sont significativement différents de zéro à un seuil de cinq pour cent. La croix (‡) indique que le modèle estimé pour le Mexique est tel que décrit par l'équation (8).

Le tableau 12 présente les mêmes résultats mais cette fois pour les estimations GARCH. Dans ce cas, le modèle estimé pour chaque pays à l'exception du Mexique est le suivant

$$R_{jt} = \alpha_{j0} + \alpha_{j1}EP_{jt} + \alpha_{j2}UEP_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (9)$$

$$h_{jt} = c_j + a_j \varepsilon_{jt-1}^2 + b_j h_{jt-1} + \delta_j D_{jt} \quad (10)$$

Dans le cas du Mexique, la relation entre les rendements boursiers et l'inflation anticipée et non anticipée est testée à l'aide d'une variable binaire qui prend la valeur de un à partir de janvier 1984 et de zéro dans les autres cas. Le modèle estimé est donc le suivant

$$R_{jt} = \alpha_{j0} + \alpha_{j1}EP_{jt} + \alpha_{j2}UEP_{jt} + \alpha_{j1d}d_t EP_{jt} + \alpha_{j2d}d_t UEP_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (11)$$

$$h_{jt} = c_j + a_j \varepsilon_{jt-1}^2 + b_j h_{jt-1} + \delta_j D_{jt} \quad (12)$$

TABLEAU 12

APPROXIMATION DE FAMA (1975)

$$R_{jt} = \alpha_{j0} + \alpha_{j1}EP_{jt} + \alpha_{j2}UEP_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

$$h_{jt} = c_j + a_j \varepsilon_{jt-1}^2 + b_j h_{jt-1} + \delta_j D_{jt}$$

TESTS DIAGNOSTIQUES						
	CHILI	INDE	CORÉE	MEXIQUE*	THAÏLANDE	ÉTATS-UNIS
Q1 (10)	25,80 (0,00)	9,12 (0,52)	3,12 (0,98)	14,75 (0,14)	18,76 (0,04)	9,32 (0,50)
Q2 (10)	6,79 (0,75)	8,41 (0,59)	2,51 (0,99)	11,32 (0,33)	5,64 (0,85)	7,55 (0,67)
OPG-VAR	0,42 (0,52)	12,78 (0,00)	9,97 (0,00)	1,39 (0,24)	0,09 (0,77)	2,60 (0,11)
R	-2,10 (0,04)	-0,07 (0,94)	-0,43 (0,67)	-2,32 (0,02)	-2,15 (0,03)	0,20 (0,84)
S	0,27 (0,60)	20,76 (0,00)	13,42 (0,00)	0,29 (0,59)	16,17 (0,00)	3,31 (0,07)
K	0,92 (0,34)	11,68 (0,00)	6,87 (0,01)	3,48 (0,06)	0,40 (0,00)	0,51 (0,47)

NOTES : cf. notes du tableau 4. L'astérisque (*) indique que les tests diagnostiques sont pour un modèle qui ajoute deux variables binaires, soit une pour l'inflation anticipée (α_{j1d}) et une autre pour l'inflation non anticipée (α_{j2d}), tel que dans les équations (11) et (12).

Seulement dans le cas du Chili, la corrélation sérielle est-elle un problème alors que la présence d'hétéroscédasticité n'est problématique pour aucun pays. Les coefficients estimés sont présentés au tableau 13.

Sur ce tableau on voit qu'à l'aide d'une estimation GARCH, on ne peut rejeter, règle générale, l'hypothèse que les coefficients ayant trait à l'inflation non anticipée sont égaux à un. Néanmoins, les coefficients estimés pour l'inflation anticipée sont significativement différents de zéro seulement dans le cas du Mexique et du Chili. Dans le cas des États-Unis, la relation entre l'inflation non anticipée et le rendement boursier est significativement négative alors que dans le cas du Mexique et du Chili elle est non significativement positive.

TABLEAU 13

APPROXIMATION DE FAMA (1975)

$$R_{jt} = \alpha_{j0} + \alpha_{j1}EP_{jt} + \alpha_{j2}UEP_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

$$h_{jt} = c_j + a_j \varepsilon_{jt-1}^2 + b_j h_{jt-1} + \delta_j D_{jt}$$

COEFFICIENTS ESTIMÉS

	CHILI	INDE	CORÉE	MEXIQUE‡	THAÏLANDE	ÉTATS-UNIS
α_{j0}	0,134 (0,147) [0,164]	0,177 (0,069) [0,074]	0,299 (0,104) [0,127]	-0,015 (0,014) [0,013]	0,217 (0,097) [0,113]	0,307 (0,110) [0,118]
α_{j1}	1,356 (0,668) [0,870]	0,053 (0,842) [0,486]	-0,018 (1,480) [1,351]	1,470 (0,510) [0,510]	-1,634 (1,910) [1,712]	-0,374 (0,245) [0,270]
α_{j2}	0,171 (0,461) [0,529]	0,248 (0,492) [0,806]	0,074 (0,935) [2,363]	0,114 (0,115)* [0,121]*	-0,026 (0,074) [0,819]	-0,167 (0,091)* [0,010]*
c_j	0,286 (0,182) [0,214]	0,014 (0,010) [0,016]	0,012 (0,009) [0,013]	0,037 (0,011) [0,013]	0,125 (0,050) [0,065]	0,142 (0,035) [0,018]
a_j	0,203 (0,099) [0,093]	0,139 (0,051) [0,082]	0,141 (0,053) [0,084]	0,090 (0,077) [0,808]	0,287 (0,118) [0,166]	-0,061 (0,038) [0,031]
b_j	0,483 (0,197) [0,220]	0,835 (0,059) [0,096]	0,878 (0,045) [0,068]	0,507 (0,100) [0,123]	0,480 (0,132) [0,102]	0,185 (0,206) [0,069]
δ_j	1,294 (1,230) [1,147]			0,422 (0,447) [0,750]	4,395 (5,401) [2,974]	0,573 (0,733) [0,166]
α_{j1d}				1,690 (0,540) [0,510]		
α_{j2d}				-0,004 (0,074) [0,063]		

NOTES : Les écarts-types entre parenthèses sont pour une distribution conditionnelle normale. Les écarts-types entre crochets sont pour une distribution robuste aux écarts par rapport à une distribution normale. L'astérisque (*) indique le rejet de l'hypothèse selon laquelle le coefficient de l'inflation non anticipée est égal à un à un seuil de signification de cinq pourcent. Les résultats présentés en caractères gras indiquent que le coefficient est significativement différent de zéro à un niveau significatif de cinq pourcent. La croix (‡) indique que le modèle estimé pour le Mexique est tel que décrit aux équations (11) et (12).

Il est à noter que dans le cas du Mexique, $aj1d$ et $aj2d$ mesurent l'augmentation dans la relation entre l'inflation anticipée et non anticipée respectivement, suite aux modifications fiscales de 1984. Les résultats indiquent clairement que la relation est positive et non significativement différente de zéro pendant toute la période pour l'inflation anticipée ($aj1$) et que $aj1d$ est principalement responsable pour cette relation.

Dans l'ensemble, avec l'utilisation de l'approximation de Fama pour l'inflation anticipée, il n'apparaît pas y avoir de lien positif entre l'inflation anticipée et non anticipée et les rendements boursiers des pays considérés dans cette étude, à l'exception des États-Unis qui présentent une relation négative, et du Mexique et du Chili qui semblent procurer un correctif fiscal qui empêche une part du transfert de richesses des actionnaires vers l'état.

Il est à noter que, dans certains pays, une variable binaire a été incluse dans la moyenne du modèle pour les régressions par moindres carrés ordinaires et dans la variance conditionnelle du modèle pour tenir compte des observations aberrantes qui correspondent à des changements dans l'environnement économique et financier des pays étudiés. Aux États-Unis, la variable binaire tient compte du krach boursier d'octobre 1987. Une variable binaire est aussi incorporée pour le Mexique à cette même date puisque la chute des marchés boursiers américains a provoqué une ruée sur le peso et une crise financière au Mexique. Les marchés financiers thaïlandais ont pour leur part aussi été touchés par la crise d'octobre 1987 et une variable binaire fait partie du système d'équations thaïlandaises à cette date. Il semble que l'annonce de la libéralisation financière du Chili du début des années 80 puisse justifier la présence d'une variable binaire au début de 1978.

3.4.2 *L'approximation de Boudoukh, Richardson et Whitelaw pour l'inflation anticipée*

Les tableaux 14 et 15 présentent les résultats pour les régressions par moindres carrés ordinaires pour le modèle décrit en (7) avec l'approximation de Boudoukh, Richardson et Whitelaw (1994).

Les résultats des tests diagnostiques présentés au tableau 14 sont semblables à ceux obtenus avec l'approximation de Fama (1975). À l'aide du tableau 15, on voit que dans l'ensemble, les coefficients estimés pour l'inflation anticipée et l'inflation non anticipée sont négatifs, mais que peu d'entre eux sont significativement différents de zéro. Seulement dans le cas du Mexique obtient-on une relation positive et significativement différente de zéro entre les rendements boursiers et l'inflation.

TABLEAU 14

APPROXIMATION DE BOUDOUKH, RICHARDSON ET WHITELAW (1994)

$$R_{jt} = \alpha_{j0} + \alpha_{j1}EP_{jt} + \alpha_{j2}UEP_{jt} + \delta_j D_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

TESTS DIAGNOSTIQUES						
	CHILI	INDE	CORÉE	MEXIQUE*	THAÏLANDE	ÉTATS-UNIS
Q1 (10)	35,74 (0,00)	16,34 (0,09)	5,72 (0,84)	38,75 (0,00)	6,87 (0,74)	10,80 (0,37)
Q2 (10)	12,66 (0,24)	54,06 (0,00)	8,22 (0,61)	150,82 (0,00)	28,28 (0,00)	6,68 (0,76)
F2	4,90 (0,01)	18,15 (0,00)	0,88 (0,41)	2,03 (0,14)	3,19 (0,04)	1,10 (0,33)
F12	1,16 (0,32)	5,59 (0,00)	0,58 (0,85)	1,44 (0,15)	1,37 (0,18)	0,98 (0,46)

NOTES : cf. notes du tableau 2. L'astérisque (*) indique que les tests diagnostiques effectués pour le Mexique correspondent au modèle de l'équation (8).

TABLEAU 15

APPROXIMATION DE BOUDOUKH, RICHARDSON ET WHITELAW (1994)

$$R_{jt} = \alpha_{j0} + \alpha_{j1}EP_{jt} + \alpha_{j2}UEP_{jt} + \delta_j D_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

COEFFICIENTS ESTIMÉS						
	CHILI	INDE	CORÉE	MEXIQUE‡	THAÏLANDE	ÉTATS-UNIS
α_{j0}	0,206 (0,140)	0,055 (0,146)	2,815 (1,137)	-0,020 (0,149)	0,468 (0,111)	0,227 (0,063)
α_{j1}	0,831 (0,497)	1,507 (1,273)	-1,263 (1,277)	1,409 (0,600)	-0,482 (0,188)	-0,193 (0,120)
α_{j2}	0,543 (0,687)	-0,345 (0,762)	-1,098* (0,877)	-0,373 (0,915)	0,428 (0,777)	-0,236* (0,114)
δ_j	6,038 (0,987)			-5,428 (1,148)	-3,637 (0,698)	-2,358 (0,041)
α_{j1d}				0,834 (0,596)		
α_{j2d}				0,040 (0,157)		

NOTES : Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. L'astérisque (*) indique le rejet de l'hypothèse selon laquelle l'inflation non anticipée réagit un pour un avec les rendements boursiers à un seuil de signification de cinq pourcent. Les coefficients significativement différents de zéro à un seuil de cinq pour cent sont présentés en caractères gras. La croix (‡) indique que le modèle estimé pour le Mexique est tel que décrit à l'équation (8).

Les tableaux 16 et 17 se penchent sur la même problématique mais cette fois-ci dans le cadre d'une analyse conditionnelle. Les résultats des tests diagnostiques sont semblables à ceux obtenus avec l'approximation de Fama, alors que la même relation négative entre les rendements boursiers et l'inflation est toujours présente aux États-Unis. Néanmoins, il apparaît que la relation significativement positive entre les rendements boursiers et l'inflation est disparue dans le cas du Chili. En ce sens l'approximation de Boudoukh, Richardson et Whitelaw (1994) donne des résultats similaires à ceux obtenus avec l'approximation de Fama (1975), mais diminue l'effet positif identifié pour le Chili. Les résultats obtenus pour le Mexique sont similaires à ceux obtenus avec l'approximation de Fama.

Dans l'ensemble, il n'apparaît pas y avoir de relation importante entre l'inflation et les rendements boursiers, quelle que soit l'approximation utilisée pour l'inflation anticipée. Il est toutefois bon de noter qu'une relation significativement négative est identifiée pour les États-Unis et que les résultats chiliens et mexicains semblent indiquer que le système comptable d'un pays peut jouer un rôle dans l'évaluation des titres en période inflationniste.

TABLEAU 16

APPROXIMATION DE BOUDOUKH, RICHARDSON ET WHITEAW (1994)

$$R_{jt} = \alpha_{j0} + \alpha_{j1} EP_{jt} + \alpha_{j2} UEP_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

$$h_{jt} = c_j + a_j \varepsilon_{jt-1}^2 + b_j h_{jt-1} + \delta_j D_{jt}$$

TESTS DIAGNOSTIQUES						
	CHILI	INDE	CORÉE	MEXIQUE*	THAÏLANDE	ÉTATS-UNIS
Q1 (10)	26,93 (0,00)	9,11 (0,52)	3,12 (0,98)	13,94 (0,18)	11,96 (0,29)	9,11 (0,52)
Q2 (10)	6,57 (0,77)	8,40 (0,59)	2,55 (0,99)	8,42 (0,59)	9,41 (0,49)	7,57 (0,67)
OPG-VAR	0,09 (0,76)	12,81 (0,00)	11,19 (0,00)	1,14 (0,29)	12,60 (0,00)	2,93 (0,09)
R	-2,10 (0,34)	-0,07 (0,94)	-0,43 (0,67)	-2,32 (0,02)	-0,07 (0,94)	0,20 (0,84)
S	0,52 (0,47)	20,81 (0,00)	13,31 (0,00)	0,01 (0,94)	11,82 (0,00)	3,28 (0,07)
K	0,00 (0,99)	11,72 (0,00)	7,13 (0,01)	3,52 (0,06)	6,84 (0,01)	0,49 (0,48)

NOTES : cf. notes du tableau 12.

TABLEAU 17

APPROXIMATION DE BOUDOUKH, RICHARDSON ET WHITELAW (1994)

$$R_{jt} = \alpha_{j0} + \alpha_{j1}EP_{jt} + \alpha_{j2}UEP_{jt} + \varepsilon_{jt}$$

$$h_{jt} = c_j + a_j \varepsilon_{jt-1}^2 + b_j h_{jt-1} + \delta_j D_{jt}$$

COEFFICIENTS ESTIMÉS						
	CHILI	INDE	CORÉE	MEXIQUE‡	THAÏLANDE	ÉTATS-UNIS
α_{j0}	0,304 (0,165) [0,211]	0,176 (0,069) [0,073]	0,296 (0,097) [0,127]	-0,014 (0,013) [0,012]	0,181 (0,068) [0,067]	0,249 (0,063) [0,060]
α_{j1}	0,292 (0,805) [0,731]	0,063 (0,857) [0,844]	0,045 (1,235) [2,223]	1,170 (0,480) [0,510]	-0,123 (0,838) [0,753]	-0,235 (0,121) [0,121]
α_{j2}	0,732 (0,601) [1,218]	0,242 (0,489) [0,478]	0,047 (0,981) [1,300]	0,006 (0,128) [0,144]	0,209 (0,471) [0,447]	-0,189 (0,108)* [0,127]*
c_j	0,470 (0,177) [0,245]	0,013 (0,010) [0,016]	0,011 (0,009) [0,014]	0,035 (0,012) [0,011]	0,010 (0,009) [0,014]	0,141 (0,034) [0,015]
a_j	0,175 (0,098) [0,114]	0,139 (0,052) [0,083]	0,140 (0,055) [0,084]	0,106 (0,066) [0,051]	0,091 (0,049) [0,079]	-0,051 (0,040) [0,033]
b_j	0,312 (0,180) [0,261]	0,835 (0,059) [0,097]	0,878 (0,046) [0,069]	0,508 (0,101) [0,082]	0,879 (0,060) [0,101]	0,176 (0,198) [0,059]
δ_j	1,744 (1,740) [1,289]			0,436 (0,444) [0,306]	0,785 (0,851) [1,109]	0,569 (0,749) [0,132]
α_{j1d}				1,680 (0,520) [0,520]		
α_{j2d}				0,002 (0,816) [0,083]		

NOTES : cf. notes du tableau 13.

CONCLUSION

Cet article compare la performance du marché boursier de certains pays en émergence par rapport à l'inflation qui y a perduré depuis 1975. Dans notre étude, le marché boursier américain présente des caractéristiques similaires à celles identifiées par Fama et Schwert (1977), indépendamment des approximations utilisées pour l'inflation anticipée, et même si la période considérée ici est différente de celle de Fama et Schwert; c'est-à-dire qu'il existe une relation négative entre l'inflation anticipée et non anticipée et les rendements boursiers aux États-Unis. Cependant, la relation n'est pas aussi clairement significative que celle identifiée par Fama et Schwert. L'utilisation de ces mêmes approximations pour l'inflation anticipée et non anticipée démontre qu'il n'existe qu'une faible relation entre les rendements boursiers des marchés en émergence et l'inflation. Les seules exceptions demeurent le Mexique et le Chili qui semblent offrir une meilleure couverture par rapport à l'inflation anticipée que les autres pays. Ce résultat est probablement dû aux conditions fiscales propres à ces pays. En effet, dans ces deux pays, les corporations ne sont pas imposées sur la base comptable du coût historique tel que pratiqué dans la majorité des pays industrialisés, dont les États-Unis, mais plutôt selon une méthode qui vise à tenir compte des effets de l'inflation (l'indexation des états financiers dans le cas du Chili et l'utilisation de valeurs actuelles dans le cas du Mexique).

À l'exception du Mexique et du Chili, les marchés boursiers des pays en émergence n'apparaissent donc pas offrir une bonne couverture par rapport au niveau d'inflation qui sévit dans ces économies. Cette couverture, à peu près inexistante dans les pays en émergence, apparaît toutefois supérieure à celle qui prévaut aux États-Unis où la relation entre les rendements boursiers et l'inflation est significativement négative. Ces résultats peuvent être interprétés comme de l'évidence en faveur de l'hypothèse fiscale, puisque la même relation entre les rendements boursiers et l'inflation n'est pas de la même ampleur dans tous les pays, et qu'il existe une dichotomie entre l'évidence mexicaine et chilienne d'une part et celle des autres pays en émergence considérés d'autre part.

ANNEXE 1

DÉFINITIONS UTILISÉES POUR LES TAUX SANS RISQUE

CORÉE: taux monétaire quotidien pondéré par le volume des transactions.

CHILI: taux de rendement donné par les banques sur les dépôts de 30 à 89 jours.

ÉTATS-UNIS: taux de rendement sur les bons du Trésor avec une échéance d'un mois.

INDE: taux interbancaire à Bombay.

MEXIQUE: moyenne pondérée des taux préférentiels utilisés par les courtiers sur les acceptations bancaires dont l'échéance varie d'un mois à trois mois sur le marché boursier mexicain.

THAÏLANDE: taux auquel les banques commerciales acceptent les dépôts à court terme des autres banques et institutions financières.

BIBLIOGRAPHIE

- BARSKY, R. B. (1987), « The Fisher Hypothesis and the Forecastability and Persistence of Inflation », *Journal of Monetary Economics*, 19 : 3-24.
- BOLLERSLEV, T. (1986), « Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity », *Journal of Econometrics*, 31 : 307-327.
- BOLLERSLEV, T, et J. WOOLDRIDGE (1988), « Quasi-Maximum Likelihood Estimation in Dynamic Models with Time-Varying Covariances », *Econometric Reviews*, 11 : 143-172.
- BOLLERSLEV, T., R. CHOU, et K. KRONER (1992), « ARCH Modelling in Finance: A Review of the Theory and Empirical Evidence », *Journal of Econometrics*, 52 : 5-59.
- BOUDOUKH, J., et M. RICHARDSON (1993), « Stock Market Returns and Inflation: A Long Horizon Perspective », *American Economic Review*, 83 : 1346-1355.
- BOUDOUKH, J., M. RICHARDSON, et R. WHITELAW (1994), « Industry Returns and the Fisher Effect », *Journal of Finance*, 49(5): 1595-1615.
- ENGLE, R. (1982), « Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation », *Econometrica*, 50 : 987-1007.
- FAMA, E. (1975), « Short-Term Interest Rates as Predictors of Inflation », *American Economic Review*, 65 : 269-282.

- FAMA, E., et M. GIBBONS, (1984), A Comparaison of Inflation Forecasts », *Journal of Monetary Economics*, 13 : 327-348.
- FAMA, E., et W. SCHWERT (1977), « Asset Returns and Inflation », *Journal of Financial Economics*, 5 : 115-146.
- FISHER, I. (1930), *The Theory of Interest*, MacMillan, New York.
- GESKE, R., et R. ROLL (1983), « The Fiscal and Monetary Linkage between Stock Returns and Inflation », *Journal of Finance*, 38 : 1-33.
- MISHKIN, F. (1992), « Is the Fisher Effect for Real? A Reexamination of the Relationship between Inflation and Interest Rates », *Journal of Monetary Economics*, 30 : 192-215.
- MODIGLIANI, F., et R. COHN (1979), « Inflation, Rational Valuation and the Market », *Financial Analysts Journal* : 24-36.
- NEWBY, W. (1985), « Maximum Likelihood Specification Testing and Conditional Moment Tests », *Econometrica*, 53 : 1047-1070.
- PAGAN, A. (1984), « Econometric Issues in the Analysis of Regressions with Generated Regressors », *International Economic Review*, 25 (1) : 221-247.
- SOLNIK, B. (1983), « The Relation between Stock Prices and Inflationary Expectations : The International Evidence », *Journal of Finance*, 38 : 35-48.
- Doing Business in Chili*. Information Guide published by Price Waterhouse, 1995.
- Doing Business in Korea*. Information Guide published by Price Waterhouse, 1995.
- Doing Business in India*. Information Guide published by Price Waterhouse, 1995.
- Doing Business in Mexico*. Information Guide published by Price Waterhouse, 1995.
- Doing Business in Thailand*. Information Guide published by Price Waterhouse, 1995.
- Doing Business in the United States*. Information Guide published by Price Waterhouse, 1995.