

# L'intégration partielle des marchés financiers internationaux : modélisation et test empirique

Hubert de LA BRUSLERIE, Jean MATHIS\*

**RÉSUMÉ.** – Cet article explore un type de segmentation des marchés financiers reposant sur la coexistence de deux catégories d'investisseurs, ceux qui ont accès sans contraintes aux marchés internationaux et ceux qui sont limités à leur seul marché national du fait de contraintes principalement informationnelles. On montre qu'il n'y a alors pas d'incohérence entre une absence de diversification internationale de la plupart des agents et l'acceptation du CAPM international sur la base de tests des relations d'évaluation.

---

## Partial Integration of International Financial Markets: Model and Empirical Test.

**ABSTRACT.** – This article explores one type of financial market segmentation on the basis of the coexistence of two categories of investors, those who have unrestrained access to international markets and those who are limited to their national market alone on account of constraints principally related to obtaining information. We show that there is thus no incoherence between the lack of international diversification on the part of the agents and the acceptance of the international CAPM on the basis of evaluation relations.

---

\* H. de LA BRUSLERIE : Université Paris-I Sorbonne CREFIB; J. MATHIS : Université Paris-IX Dauphine, CEREQ. Les auteurs remercient les arbitres pour leurs suggestions et remarques.

# 1 Introduction

---

Le problème de l'intégration des marchés des capitaux est généralement considéré comme donnant lieu à deux questions, celle de la substituabilité et celle de la mobilité des actifs.

Deux actifs sont substituables s'ils sont indiscernables du point de vue des risques qui leur sont attachés. A l'équilibre des marchés, les taux de rendement anticipés de ces deux actifs sont identiques, pour peu qu'il y ait mobilité parfaite des capitaux. Il faut entendre par là un accès identique de tous les agents à tous les actifs. Les obstacles à la mobilité peuvent être schématisés de multiples façons. On peut, pour limiter l'analyse, en citer trois.

L'une est de supposer des coûts d'accès. Les taux de rendement sont diminués, dans le cas de positions longues, ou augmentés, dans le cas de positions courtes, d'un coût qui peut être lié à l'existence, soit de coûts de transaction ou de taxes variables selon les investisseurs (par exemple coûts supérieurs pour les non-résidents à ceux qui s'appliquent aux résidents), soit à l'existence de coûts d'information (ainsi l'investisseur français a un accès à l'information plus facile s'agissant de titres français que de titres allemands).

La deuxième possibilité est de supposer que les investisseurs d'une zone n'ont accès qu'aux actifs de cette zone et non à ceux du monde entier. C'est un cas extrême de la segmentation précédente, celui dans lequel les coûts d'accès supportés par les investisseurs d'une zone sont suffisamment élevés pour les dissuader de sortir de celle-ci.

Enfin, une troisième hypothèse consiste à supposer que, dans chaque pays, il existe deux catégories d'investisseurs. Les premiers ont accès sans contraintes aux marchés internationaux, les seconds, au contraire, sont limités à leur seul marché national.

On les qualifiera respectivement de segmentation par coût d'accès, segmentation par zone et segmentation par agents.

Les tests empiriques des relations d'équilibre du CAPM international ont connu des développements récents, dont certains en faveur de l'intégration des marchés financiers internationaux. Le modèle le plus général est sans doute celui proposé par B. DUMAS et B. SOLNIK [1993]. Ces auteurs concluent sans ambiguïté à l'acceptation du CAPM international. La relation d'équilibre testée est celle, classique, d'ADLER et DUMAS [1993] (qui valorise les covariances avec les taux d'évolution des changes et la covariance avec le portefeuille du marché mondial) augmentée d'une dépendance des espérances, des covariances conditionnelles, ainsi que des prix du risque envers des variables instrumentales observées sur les marchés financiers. Celles-ci permettent d'expliquer la variabilité dans le temps des caractéristiques statistiques des taux de rendement qui ne sont alors plus nécessairement stationnaires. Elles permettent également d'expliquer la variabilité dans le temps des multiplicateurs des covariances qui sont autant de prix du risque. La théorie enseigne que ceux-ci sont fonction des aversions au risque des investisseurs, des richesses de ces derniers et

des offres d'actifs, toutes variables qui n'ont pas de raison *a priori* d'être constantes dans le temps. Les variables instrumentales utilisées sont les rendements des marchés d'actions et les taux d'intérêt d'euro-devises de sept grands pays industrialisés en données mensuelles sur plus de vingt ans. La validation obtenue par DUMAS et SOLNIK de cette version du CAPM international implique une intégration internationale des marchés financiers au travers d'un modèle d'équilibre international compatible avec une instabilité modélisée des aversions au risque.

B. DUMAS [1994] reprend le même modèle mais introduit d'autres variables instrumentales représentatives de la conjoncture économique (niveau des stocks, mises en chantier de logements, taux de chômage, crédit bancaire, masse monétaire, le "U.S. Leading Economic Indicator" du NBER et des indicateurs avancés du cycle conjoncturel construits par le Center for International Business Cycles Research pour onze pays). Il aboutit à des conclusions similaires aux précédentes.

D'autres travaux conduisent à des conclusions plus nuancées. Ainsi, S. H. THOMAS et M. R. WICKENS [1993] rejettent le CAPM international. La méthodologie utilisée diffère cependant de celle des travaux précédents à plusieurs points de vue. Premièrement, la relation d'équilibre utilisée ne valorise pas les covariances avec les taux d'évolution des changes, mais uniquement la covariance avec le portefeuille du marché mondial. Or les travaux évoqués ci-dessus rejettent ce modèle (qu'ils qualifient de CAPM "classique") au profit du CAPM international, ce deuxième qualificatif étant réservé à la présence de valorisation des covariances avec les évolutions des changes. On sait que le CAPM "classique" suppose, soit la parité des pouvoirs d'achat, soit des fonctions d'utilité logarithmique. Deuxièmement, il n'apparaît pas de variables instrumentales explicatives de l'aversion pour le risque des investisseurs (qui est supposée constante) et des covariances (qui sont cependant variables selon un processus ARCH). K. C. CHAN, G. A. KAROLYI et R. M. STULZ [1992] utilisent une méthodologie voisine de celle de THOMAS et WICKENS à ceci près que le processus ARCH fait place au processus plus général GARCH. Leurs conclusions sont ambiguës, variables selon les marchés considérés.

Une autre voie de recherche consiste à tester l'APT internationale plutôt que le CAPM. Parmi les travaux récents on peut citer C. R. HARVEY, B. SOLNIK et G. ZHOU [1994] qui, par le biais de la méthode des facteurs latents, retrouvent les variables explicatives du CAPM international d'ADLER et DUMAS [1993] : covariances avec le taux de rendement du portefeuille du marché et avec les évolutions des changes.

Le débat auquel cet article voudrait apporter une contribution porte sur la question de savoir si l'acceptation du CAPM international et le rejet du CAPM classique, obtenus dans au moins les plus récents des articles précités, est une acceptation de l'intégration des marchés financiers internationaux ou bien, si, au contraire, elle est compatible avec une certaine forme de segmentation.

Une première partie rappelle les résultats du CAPM international en présence d'intégration parfaite et les confronte avec ceux qui prévaudraient dans un cas particulier de segmentation. La deuxième partie propose la

méthodologie d'un test empirique du CAPM. La troisième partie en présente les résultats.

## 2 CAPM international et intégration

---

Le CAPM international conduit à une contradiction apparente selon qu'on le juge sur la base des taux de rendement ou sur celle de la structure des portefeuilles. L'hypothèse de segmentation par agents permet de résoudre cette contradiction.

### 2.1. Une contradiction apparente

Le cadre dans lequel est développé le CAPM international est constitué de pays, de monnaies, d'actifs et d'investisseurs. Il est supposé exister  $L + 1$  pays et monnaies, la monnaie  $L + 1$  étant le numéraire (dans laquelle, sauf mention du contraire, sont évalués les actifs et les autres monnaies). Il existe  $2(L + 1)$  actifs, soit deux par pays, répartis en deux catégories. Les  $L + 1$  derniers sont caractérisés par le fait que l'actif  $L + 1 + l$  (le 1-*ème* actif de la deuxième catégorie) est sans risque pour l'investisseur qui évalue sa richesse en monnaie 1, c'est-à-dire nominalement sans risque en monnaie 1. Concrètement, il s'agit d'un bon du Trésor à court terme émis par le gouvernement du pays 1 ou d'un dépôt bancaire à court terme rémunéré en monnaie 1. On dira par abus de langage que les  $L + 1$  derniers actifs sont sans risque et que les  $L + 1$  premiers sont risqués (en toute généralité, ce sont des actions ou des obligations mais, pour simplifier, il est supposé n'exister qu'un seul actif risqué par pays, qui peut être considéré comme un indice).

Le CAPM international conduit à deux résultats fondamentaux, l'un relatif aux quantités demandées, l'autre relatif aux prix. Tous deux se déduisent de la relation d'équilibre de l'investisseur qui s'obtient en supposant que celui-ci maximise à chaque instant l'espérance d'une fonction d'utilité indirecte, dont la valeur instantanée est une fonction homogène de degré zéro par rapport à la valeur de la consommation et à son prix.

Le résultat relatif aux quantités découle de la relation d'équilibre de l'investisseur, qui conduit à un théorème de séparation qui généralise au contexte international celui du CAPM. Dans l'hypothèse, supplémentaire, selon laquelle l'inflation (en monnaie nationale) est non aléatoire, les investisseurs composent leur portefeuille à partir de deux fonds : un portefeuille universel, commun aux investisseurs de tous les pays, et l'actif sans risque en monnaie de l'investisseur.

La relation du CAPM international s'obtient par agrégation des équilibres des investisseurs, pour un actif donné. Cette agrégation est plus compliquée que dans le cas d'une économie fermée, dans la mesure où chaque investisseur évalue sa richesse dans son pouvoir d'achat, c'est-à-dire compte tenu des caractéristiques **statistiques** du taux d'inflation qui prévaut dans

son pays. Il en résulte une relation relativement complexe, mais qui se simplifie dans le cas du rendement des “actifs sans risque” sous deux hypothèses : l’inflation en monnaie locale est non aléatoire (en numéraire, le taux d’inflation d’un pays donné ne supporte que l’aléa du taux de change correspondant) ; les évolutions des taux de change et des taux de rendement des actifs risqués dans leur monnaie sont indépendants (les covariances entre les taux de rendement des actifs sans risque et les taux de rendement des actifs risqués se réduisent alors à des covariances entre évolutions de taux de change). La relation d’évaluation des actifs sans risque est alors :

$$(1) \quad r_j = r_{L+1} + \left(1 - \frac{1}{\alpha_M}\right) \sum_{l=1}^{L+1} a_l^M c_{jl} + \frac{1}{\alpha_M} c_{jM}, \quad j = 1 \text{ à } L + 1$$

$r_j$  : taux de rendement de l’actif sans risque  $j$  (taux d’intérêt) en numéraire.

$c_{jk}$  : covariance entre les taux de croissance des taux de change  $j$  et  $k$ .

$\alpha_M$  : moyenne des tolérances au risque des investisseurs pondérées par leurs parts dans la richesse mondiale.

$\alpha_l$  : tolérances au risque de l’investisseur  $l$ .

$a_l^M = \frac{(\alpha_l - 1)W^l}{\sum_{t=1}^{L+1} (\alpha_t - 1)W^t}$  : coefficient de pondération représentatif de la part de

la tolérance au risque de l’investisseur  $l$  dans la tolérance au risque de l’ensemble des investisseurs du monde.

$c_{jM} = \sum_{k=1}^{L+1} (w_k^M + w_{L+1+k}^M) c_{jk}$  : covariance du taux de change  $j$  avec le taux de rendement du portefeuille de marché (mondial).

$w_k^M$  : part de l’actif  $k$  dans la richesse mondiale.

Le paramètre  $c_{jM}$  est la covariance entre les évolutions du change  $j$  et du change effectif  $M$  (où  $M$  désigne le marché global, tous actifs confondus), en notant ainsi la moyenne des changes pondérés par les parts de chaque monnaie dans le portefeuille global du marché des actifs risqués et sans risque. L’évaluation du taux de rendement d’un actif sans risque fait donc intervenir les actifs risqués, à travers le portefeuille de marché. L’interprétation de la relation d’évaluation ci-dessus s’obtient au prix de quelques transformations. On montre alors que cette relation n’est autre que la moyenne sur l’ensemble des monnaies  $l$  de relations identiques à celle du CAPM en économie fermée, pondérées par les  $a_l$ .

En résumé, le CAPM international conduit à deux résultats : un théorème de séparation et une relation d’évaluation exprimant une intégration à l’équilibre des marchés financiers. Or, il existe apparemment une contradiction entre l’acceptation de la relation d’évaluation et le rejet manifeste de la séparation en deux fonds (dans l’hypothèse d’inflation non aléatoire, trois fonds dans le cas contraire). La répartition des positions brutes, hors actif sans risque (défini, par exemple comme un actif à moins d’un an, sans risque en francs), des résidents français fait apparaître une très forte préférence pour la monnaie nationale, aussi bien des ménages que des entreprises non financières. Les titres en devises représentent moins de 15 % des créances et moins de 5 % des dettes. Un tel portefeuille ne peut en

aucun cas être universel. On imagine mal un portefeuille universel mondial aussi biaisé en faveur des actifs financiers en francs.

Lorsque les résidents français quittent l'actif sans risque en francs, c'est essentiellement pour se tourner vers l'actif risqué en francs et très peu vers les actifs en devises. Il faudrait donc conclure à la non validité du théorème de séparation au niveau international et à la non intégration telle qu'elle est prévue dans le cadre du CAPM international. Se pose alors la question de la compatibilité entre cette observation et l'acceptation du CAPM international proposée par plusieurs travaux récents <sup>1</sup>.

Une première solution consiste à remettre en cause le théorème de séparation. On sait que l'introduction d'opportunités d'investissement stochastiques conduit à ajouter aux portefeuilles mentionnés plus haut autant de portefeuilles qu'il y a de variables d'état dont sont fonction les taux de rendement espérés. Ces portefeuilles sont, comme le portefeuille de protection contre l'inflation, corrélés au mieux avec les variables d'état ; ce sont par conséquent, des portefeuilles de protection contre l'aléa des variables d'état (*cf.*, par exemple, M. ADLER et B. PRASAD [1992], pour un exposé du CAPM international avec opportunités d'investissement stochastiques). Il convient cependant de noter que ces portefeuilles sont universels et que les investisseurs des différents pays se différencient par les poids qu'ils attachent à ces portefeuilles. Or ces poids dépendent des caractéristiques de leurs fonctions d'utilité. Il n'est pas facile de trouver des arguments qui justifieraient un biais de ces poids en faveur de la monnaie nationale. La nationalité de l'investisseur s'exprime en effet par la présence du prix de son panier de consommation parmi les variables dont dépendent son utilité. Les caractéristiques de l'utilité, qui en sont les dérivées premières et secondes, n'ont pas de raisons, *a priori*, de dépendre de la nationalité d'une façon qui conduirait au biais mentionné ci-dessus.

Une autre solution est de recourir à l'hypothèse de la segmentation par agents et de montrer qu'elle conduit à des relations d'évaluation indiscernables de celles du CAPM international.

## 2.2. La segmentation par agents

Aujourd'hui, aussi bien les coûts d'accès que les obstacles réglementaires aux transferts de fonds sont, du moins dans les pays industrialisés, fortement réduits. Il n'en demeure pas moins que la plupart des agents ne diversifient pas leurs portefeuilles de façon optimale. La segmentation par agents explique ce résultat par l'hypothèse selon laquelle coexistent deux catégories d'investisseurs. Certains d'entre eux se tiennent à l'écart de toute diversification internationale ; les autres acceptent de supporter les coûts de la recherche et du traitement de l'information nécessaire à la gestion d'un portefeuille internationalisé exposé au risque de change.

---

1. Une éventuelle segmentation des marchés financiers internationaux n'est d'ailleurs pas exclusive d'une segmentation relative au sein de marchés nationaux liée à une sous-diversification vis-à-vis du portefeuille de marché local. Toutefois, sur les marchés domestiques, un petit nombre de titres permet de s'approcher plus facilement du portefeuille de marché lorsqu'on prend en considération le poids des OPCVM.

Il convient donc, du point de vue théorique, de considérer que, dans chaque pays, il n'existe plus un, mais deux investisseurs représentatifs. Le premier, indicé par \*, a accès sans restriction d'aucune sorte à tous les marchés. Le second, indicé par \*\*, n'a accès qu'à son marché national, c'est-à-dire au bon du Trésor et à l'actif risqué de son pays.

L'agrégation des relations d'équilibre des seuls investisseurs non contraints (ou internationaux)  $l^*$  s'écrit (dans les hypothèses simplificatrices qui ont permis d'obtenir (1))<sup>2</sup>

$$(2) \quad r_j = r_{L+1} + \left(1 - \frac{1}{\alpha_{M^*}}\right) \sum_{l=1}^{L+1} a_l^{M^*} c_{jl} + \frac{1}{\alpha_{M^*}} c_{jM^*}, \quad j = 1 \text{ à } L+1$$

Les notations de (2) sont identiques à celles de (1), à ceci près que  $M^*$  représente une pondération par les richesses des seuls investisseurs internationaux dans les cas de  $\alpha_{M^*}$  et  $a_l^{M^*}$ , et la structure du portefeuille des investisseurs internationaux dans le cas de  $c_{jM^*}$ .

La détection d'une éventuelle segmentation par agents consiste à choisir entre (1) et (2). Seuls les prix du risque, c'est-à-dire les multiplicateurs des covariances des taux de change différencient ces deux évaluations. Ces prix du risque sont fonction de trois types de variables. Les tolérances au risque par pays et la structure des richesses des investisseurs par pays interviennent dans le calcul de  $\alpha_M$  ou  $\alpha_{M^*}$  et de  $a_l^M$  ou  $a_l^{M^*}$ , selon qu'il s'agit de (1) ou de (2). Enfin la structure du portefeuille des marchés  $M$  ou  $M^*$  intervient dans le calcul de  $c_{jM}$  ou  $c_{jM^*}$ .

Or, ces variables ne sont pas observées. Elles sont supposées, soit constantes, soit fonction de variables instrumentales (par exemple dans B. DUMAS et B. SOLNIK [1993] et B. DUMAS [1994]). Même dans ce dernier cas, les fonctions utilisées ne peuvent discriminer un CAPM international "intégré" d'un CAPM segmenté par agents dans la mesure où les fonctions en question peuvent représenter des combinaisons des tolérances au risque, de la structure des richesses et de la structure du portefeuille aussi bien des investisseurs internationaux que de l'ensemble des investisseurs.

C'est la raison pour laquelle l'observation de la non universalité du portefeuille des actifs risqués semble conduire beaucoup plus sûrement à la conclusion d'une segmentation que l'analyse non discriminante des relations d'évaluation.

---

2. L'équilibre pour l'investisseur purement domestique est alors expliqué par une relation d'évaluation locale (de type CAPM ou autre). Cela signifie que l'on suppose valides par ailleurs  $L+1$  équilibres nationaux respectés par les  $L+1$  agents purement domestiques. L'hypothèse de segmentation par agents implique en effet que les prix nécessairement uniques des actifs financiers sont partagés à la fois par les agents domestiques dans un cadre national et par les investisseurs internationaux dans le cadre d'un CAPM international.

### 3 Proposition de test empirique de la segmentation par agents

---

La mise en œuvre d'un test empirique de la validité du CAPM en présence de segmentation par agents nécessite de poser la question de la stabilité des prix du risque ou de la nature de l'instabilité de ceux-ci dans le cas de l'hypothèse proposée. Seront ensuite présentés le modèle retenu, les données utilisées et la méthodologie économétrique mise en œuvre.

#### 3.1. La stabilité de la structure de portefeuille

Le test de l'équation (2) conduit, soit à supposer que les aversions au risque, la structure des richesses et la structure du portefeuille de marché sont stables sur la durée de l'échantillon d'observation des variables, soit à expliquer les prix du risque par des variables instrumentales, soit enfin à découper la période d'observation en sous-périodes sur lesquelles les prix du risque seraient suffisamment stables. Avant de choisir l'une ou l'autre des trois solutions, il convient d'analyser les causes de variabilité des prix du risque.

Pour ce faire, il est nécessaire de faire apparaître l'offre  $O_1$  des titres du pays 1 (risqués et sans risque) qui sont détenus par les investisseurs internationaux pour une valeur  $O_{1^*}$  et par les autres investisseurs pour une valeur  $O_{1^{**}}$ . L'équation (2) peut alors, au prix de quelques transformations, s'écrire :

$$(3) \quad r_j = r_{L+1} + \frac{1}{\alpha_{M^*}} \cdot \frac{1}{W_{M^*}} \sum_{l=1}^{L+1} (O_{l^*} - W_{l^*} + \alpha_{l^*} W_{l^*}) c_{jl}$$

En supposant que les aversions au risque soient rigides sur des périodes d'observation courtes, le problème de la stabilité des structures des richesses et du portefeuille des investisseurs internationaux reste néanmoins posé. La question de la stabilité des paramètres à estimer est celle de la stabilité des variables, entre parenthèses dans (3), qui sont propres à chaque pays  $l$ .

Dans l'hypothèse d'une segmentation internationale par agents, par définition, les investisseurs non internationalisés détiennent la totalité de leur richesse en actifs locaux. Ceci signifie que l'offre de titres du pays 1 détenus par les investisseurs non internationalisés est égale à la richesse de ces derniers, soit :

$$O_{l^{**}} = W_{l^{**}} \text{ ce qui implique que :}$$

$$O_{l^*} - W_{l^*} = O_{l^*} - W_{l^*} + O_{l^{**}} - W_{l^{**}} = O_l - W_l.$$

Le multiplicateur de la covariance  $c_{j1}$  s'écrit donc :

$$(O_l - W_l) + \alpha_{l^*} W_{l^*}.$$

alors que, en l'absence de segmentation par agents, il s'écrirait :

$$(O_l - W_l) + \alpha_l W_l.$$



$(O_l - W_l)$  représente, au signe près, la position nette du pays vis-à-vis du reste du monde, différence entre ses dettes  $O_l$  et ses créances  $W_l$ . La variation de la position nette,  $\Delta(W_l - O_l)$ , est le solde de la balance des paiements courants.

Il apparaît alors que la segmentation par agents accroît l'instabilité des multiplicateurs des covariances. En effet, la position nette d'un pays vis-à-vis de l'extérieur est généralement faible devant la richesse totale de ses résidents, ce qui signifie que le terme  $O_l - W_l$  est faible devant le terme  $\alpha_l W_l$ . Or, ce dernier est relativement stable dans le temps, pour peu que l'aversion pour le risque reste stable. La richesse globale d'un pays ne se modifie en effet que lentement. En l'hypothèse d'absence de segmentation, les multiplicateurs des covariances sont, soit stables (comme dans une modélisation monopériodique classique), soit instables et conditionnés par des relations auxiliaires qui les lient à des variables latentes.

Dans l'hypothèse de segmentation par agents, par contre, la position nette  $O_l - W_l$  ne peut plus être considérée comme faible devant  $\alpha_{l^*} W_{l^*}$ , ce dernier terme ne concernant plus que les investisseurs qui diversifient internationalement leurs portefeuilles (et dont la richesse ne représente, on l'a vu dans le cas de la France, qu'une petite partie de celle de l'ensemble des investisseurs).

Il en résulte une instabilité accrue des prix du risque. Cependant, il est possible de considérer que, sur des périodes relativement courte (par exemple un an), la position nette vis-à-vis de l'extérieur peut être transitoirement stable. On sait, en effet, que sa variation, qui n'est autre que le solde des transactions courantes de la balance des paiements, est, en courte période, relativement faible devant son encours.

Le test du modèle de segmentation par agents doit donc permettre l'apparition de paramètres estimés instables. Cette difficulté est classiquement traitée en divisant l'échantillon d'étude en plusieurs sous-périodes. La réduction de la durée permet de donner une certaine rigidité transitoire aux positions et aux structures de portefeuille, qui est logique dans la mesure où l'incidence des flux sur la position nette vis-à-vis de l'extérieur et sur la position des investisseurs internationaux  $W_{l^*}$  est limitée sur une période courte.

Le recours à des variables instrumentales est rendu délicat par la difficulté qu'il y a de disposer des variables macro-économiques nécessaires (en particulier les soldes des paiements courants) dans une périodicité hebdomadaire.

Le test proposé ne consiste pas à évaluer l'hypothèse de segmentation par agents contre l'hypothèse d'intégration. Celui-ci conduirait, en effet, à tester la spécification des paramètres  $(O_l - W_l) + \alpha_{l^*} W_{l^*}$  contre  $(O_l - W_l) + \alpha_l W_l$ , ce qui semble difficilement réalisable. De plus, l'hypothèse d'intégration est manifestement rejetée par la faible diversification internationale des portefeuilles. Le test part de la constatation qu'il existe plusieurs types envisageables de segmentation : par les coûts d'accès, par zones et par agents. Les deux premiers types de segmentation ne conduisent pas à une relation d'équilibre telle que (2). La segmentation par coûts d'accès conduit à des inégalités, celle par zones conduit à des relations d'évaluation limitées aux seuls actifs de la zone (cf. MATHIS [1991]).

L'observation selon laquelle les portefeuilles sont mal diversifiés internationalement et la validité d'une relation d'évaluation classique du type CAPM international conduirait à accepter la segmentation par agents contre la segmentation par les coûts ou par zones <sup>3</sup>.

### 3.1. Présentation du modèle

Le modèle de la segmentation par agents donne matière à un test empirique sur un jeu de données internationales. L'équation (2) servira de base au test. On a vu précédemment que ce modèle est valide lorsqu'il est appliqué à un sous-ensemble d'actifs internationaux, en l'occurrence les actifs sans risque dans leur monnaie de libellé. En pratique, il s'agit de Bons du Trésor dont la maturité est égale à l'horizon de placement.

Le modèle économétrique testé sera simplifié par rapport à (2) en remarquant que la covariance avec le marché  $c_{jM^*}$  peut se décomposer en une somme pondérée de  $L + 1$  covariances, ce qui conduit à estimer les  $L + 1$  coefficients  $\beta_l$  de la relation :

$$(4) \quad r_j - r_{L+1} = \sum_{l=1}^{L+1} \beta_l c_{jl}$$

dans laquelle :

$$(5) \quad \beta_l = \left(1 - \frac{1}{\alpha_{M^*}}\right) a_l^{M^*} + \frac{1}{\alpha_{M^*}} (w_l^{M^*} + w_{L+1+l}^{M^*})$$

Les coefficients  $\beta_l$  estimés peuvent avoir des valeurs quelconques positives ou négatives, car le signe de l'expression à droite du signe égal de (5) dépend des tolérances au risque individuelles,  $\alpha_{M^*}$ , et des poids  $w_l^{M^*} + w_{L+1+l}^{M^*}$ . La validité du modèle fait cependant espérer que l'un au moins des coefficients  $\beta_l$  sera non nul. Un test portera donc sur la nullité globale du sous-ensemble des coefficients  $\beta_l$ . Si ces derniers sont tous nuls, cela signifie que l'on se trouve dans le cas simple d'absence de prime de change correspondant à la Parité des Taux d'Intérêt non couverte (PTI). L'égalisation internationale des rendements des actifs non risqués rapportés à un même numéraire correspond à une situation particulière d'intégration par substitution parfaite sans exigence d'une prime de risque au niveau international.

Le test de stabilité des coefficients valorisant les covariances n'est pas spécifique de la segmentation partielle par agents puisque les versions les plus récentes du CAPM international sont compatibles avec des aversions au risque modélisées par des relations auxiliaires faisant appel à des variables latentes. L'appréhension de l'instabilité dans le cas de la segmentation par agents laisse la place à des paliers transitoires durant lesquels l'importance

---

3. Le test ne permet pas de discriminer entre la segmentation par agents et d'autres types de segmentation qui respecteraient les relations d'évaluation internationales classiques.

des flux des balances de paiements est limitée. L'objet du test est donc de mettre en évidence une instabilité par sous-périodes<sup>4</sup>.

### 3.2. Données

Le choix de l'univers de référence est restreint à 6 pays : France, RFA, Grande Bretagne, Canada, Japon, États-Unis. La monnaie de ce dernier sera pris comme numéraire ( $L = 5$ ).

La fréquence de mesure des rendements corrigés du taux de change est hebdomadaire. La durée totale couverte par l'échantillon est d'environ 7 ans, sur une période s'étendant du 1<sup>er</sup> Décembre 1986 (86:48) au 15 Novembre 1993 (93:47). Les données proviennent de la base de données internationales de la BAI (Banque Arabe et Internationale d'Investissement). Les taux d'intérêt et de change sont ceux constatés sur le marché à la même date. Les taux d'intérêt sont ceux du marché euromonnaie collectés en fin de journée (heure européenne) du lundi<sup>5</sup>. Les taux de change sont de manière identique ceux négociés sur le marché international.

L'horizon correspondant au taux sans risque est une donnée cruciale de ce type de test. L'équation d'équilibre raisonne sur une période dont la durée n'est pas fixée. Il s'agit d'un choix arbitraire qui peut exprimer une hypothèse forte sur l'habitat implicite des investisseurs sur les marchés (cf. ROLL, [1971]). On pourra prendre 3 mois, 6 mois ou 12 mois, retenant l'idée que les investisseurs préfèrent le court terme. Ces 3 durées correspondent alors à des horizons sans risque de taux en monnaie nominale pour l'investisseur. Si l'on n'est pas prêt à accepter l'hypothèse précédente, il faudra alors admettre l'idée que le modèle d'équilibre (2) doit être vérifié pour tous les horizons d'investissement arbitrairement choisis, par exemple 3, 6 ou 12 mois. Le test empirique considérera respectivement ces 3 horizons de placement.

Les séries de rendement se chevauchent, chaque observation étant décalée de la suivante d'une semaine. Sur la base d'un horizon sans risque de 3 mois et de 364 données, le premier rendement n'est constaté que 13 semaines après le départ. On dispose alors de 351 observations. Sur la base d'un horizon sans risque de 1 an, on dispose de 312 données.

Le calcul des covariances doit s'effectuer comme celui des rendements, en faisant référence à un historique de valeurs passées<sup>6</sup>. La longueur de cet historique est arbitraire. Rien n'oblige à choisir un horizon égal à la longueur de la période considérée comme étant sans risque. Les covariances ont été calculées sur 13 semaines. Une comparaison préalable des résultats avec ceux obtenus en retenant un calcul des covariances sur

---

4. Un véritable test alternatif expliquant l'instabilité des coefficients multiplicateurs dans le cadre d'intégration parfaite du CAPM international et dans le cadre de la segmentation par agents aurait pu être imaginé en recourant à des variables auxiliaires dans le cadre d'une modélisation à équations simultanées. On aurait alors pu comparer l'ajustement respectif des deux estimations. La nature macro-économique des variables instrumentales pertinentes rend difficile un tel test.

5. Les taux à 3 et à 6 mois sont les taux constatés sur le marché des euro-monnaies. Les taux à 1 an résultent du calcul de courbes de coupons zéro. Sur la méthode d'ajustement, voir La BRUSLERIE (1995).

26 semaines montre peu de différences dans les résultats. La durée de 13 semaines a été préférée car elle laisse davantage d'observations libres pour l'ajustement économétrique. Les covariances sont donc glissantes avec le temps et recalculées chaque semaine sur les 13 dernières semaines. Le nombre d'observations utilisables est réduit d'autant.

### 3.3. Méthodologie

Du point de vue économétrique, trois problèmes se posent : la stationnarité des séries, l'autocorrélation des résidus et la contrainte sur les coefficients due à l'égalité des coefficients au travers des différents pays.

Les tests proposés portent sur la pertinence du modèle, la stabilité des coefficients et l'égalité de ceux-ci entre les différents pays.

#### • Stationnarité

La stationnarité des séries de rendements excédentaires est une question de nature économétrique fréquemment soulevée. Elle prend tout son sens lorsqu'il s'agit de vérifier une hypothèse. On rappelle que la stationnarité d'une variable aléatoire signifie que les caractéristiques fondamentales (moyenne, variance, autocorrélation) qui gouvernent son processus sont indépendantes de la période de mesure. Un test préalable à toute exploration statistique consiste à vérifier que les séries en cause sont intégrées d'ordre zéro, c'est-à-dire stationnaires. Le test de Dickey-Fuller a été effectué sur les excès de rendement ( $r_j - r_{L+1}$ ) ainsi que sur les covariances.

#### • Autocorrélation

Le mode de construction des données fait attendre des problèmes d'autocorrélation des résidus. La raison en est simple : chaque rendement observé partage un grand nombre de données avec le rendement suivant. Seule une semaine fait la différence, ce qui signifie que les covariances auront tendance à être très proches d'une semaine sur l'autre. Ainsi, un rendement normal constaté une semaine introduira une perturbation dans le calcul des covariances pendant 13 semaines. L'anormalité a tendance à perdurer un certain temps, ce qui risque de créer une dépendance au niveau des résidus.

Un test effectué par la méthode des moindres carrés ordinaires se révèle donc exposé à une difficulté d'interprétation des coefficients puisque, en cas de dépendance sérielle des résidus, les tests traditionnels de significativité sont sujets à caution. La matrice de variance-covariance des coefficients

---

6. L'approximation des covariances espérées par des covariances contemporaines fait l'hypothèse implicite que ces dernières sont une estimation crédible des premières. On a pu montrer, grâce à la stabilité relative de la matrice de variance-covariance des rentabilités obligataires internationales calculées sur des sous-périodes voisines, que la covariance actuelle apparaît comme un prédicteur rationnel de la covariance future, cf La BRUSLERIE [1992].

estimés ne peut être supposée stable dans un tel cas de figure. La correction de WHITE [1980] permet d'obtenir une spécification améliorée, non pas des coefficients qui sont par définition sans biais, mais de leur variance, ce qui permet d'obtenir des tests de significativité plus robustes des coefficients individuels.

## • Contraintes sur les coefficients

L'équation (4) doit être vérifiée pour chacun des actifs sans risque des pays  $j$  pris en considération. Les valeurs des coefficients attendus doivent donc être identiques au travers des 5 régressions. C'est là l'expression forte d'un équilibre international, et non pas seulement bilatéral, qui porterait sur un ensemble d'actifs offerts sans limitations aux investisseurs internationaux quels que soient les pays considérés. L'estimation des coefficients  $\beta_i$  doit donc être simultanée dans le cadre d'un système d'équations. On utilisera dans ce but la méthode SUR (Seemingly Unrelated Regression) en imposant une égalisation des coefficients estimés pour chacune des 5 régressions<sup>7</sup>. La modélisation est de ce fait vectorielle et s'apparente à une modélisation sous forme de vecteurs auto-régressifs. Le vecteur endogène comporte 5 variables correspondant aux excès de rentabilité des 5 pays par rapport au taux sans risque en dollar. La modélisation se rapproche de celle d'un VAR incluant une matrice  $6 \times 6$  de variables exogènes extérieures – les covariances –, et dans laquelle il n'y aurait pas de composante autorégressive de l'endogène.

## • Pertinence du modèle

Un premier test se prononce sur la nullité globale des coefficients  $\beta_i$ . Il s'agit d'un test d'exclusion en  $F$ -Fisher, fondé sur la somme des carrés des résidus, permettant de statuer indépendamment de leur autocorrélation. Ce type de test sera effectué individuellement pays par pays, pour chacun des 3 horizons considérés.

## • Stabilité des coefficients

Le test d'une instabilité des coefficients  $\beta_i$  liée au modèle de segmentation par agents est classiquement effectué en divisant l'échantillon en plusieurs sous-périodes. On distinguera ainsi 5 sous-périodes ayant chacune une durée de 13 à 16 mois. La réduction de la durée permet de prendre en compte une déformation des positions et des structures de portefeuille qui est logique, dans la mesure où l'incidence des flux sur les multiplicateurs des covariances est limitée sur une période courte.

Pour chaque sous-période ainsi que pour la période globale, on vérifiera tout d'abord la pertinence des coefficients  $\beta_i$ . Puis on procédera à un test confrontant le modèle contraint, c'est-à-dire à coefficients  $\beta_i$  constants sur

---

7. Les résidus des équations peuvent être corrélés entre eux. La méthode SUR permet une matrice de variance-covariance des résidus non diagonale. Cf ZELLNER [1962].

la période ( $H_0$ ) au modèle non contraint, c'est-à-dire dont les coefficients  $\beta_l$  sont différents selon les sous-périodes  $p(H_1)$ .

Pour chaque pays 1, le test de stabilité structurelle utilise la statistique de Chow <sup>8</sup> :

$$(8) \quad F = \frac{(SCR_c - SCR_{nc}) - (N_c - N_{nc})}{SCR_{nc}/N_{nc}}$$

SCR : somme des carrés des résidus ; N : nombre de degrés de liberté ; nc : modèle non contraint ; c : modèle contraint.

Le nombre de restrictions apporté par la contrainte de stabilité des coefficients est de 24 <sup>9</sup>. On comparera la statistique  $F$  à une distribution de Fisher à 24 et à  $N_{nc}$  degrés de liberté.

Le test du caractère instable des coefficients estimés privilégiera une modélisation vectorielle au travers de la méthode SUR. En utilisant comme précédemment 5 sous-périodes, on comparera une modélisation multivariée contrainte – c'est-à-dire dont la matrice des coefficients est stable – avec une modélisation multivariée non contrainte – c'est-à-dire autorisant des coefficients différents propres à chaque sous-période. Le test de  $H_0$  s'effectue à l'aide d'un ratio de vraisemblance calculé à partir des matrices de variance-covariance des résidus. Dans le cadre d'une modélisation vectorielle, on ne peut se limiter à l'étude des variances des résidus de chaque équation de chaque pays présent sur la diagonale. Les covariances entre résidus jouent un rôle dans l'estimation qu'il convient de prendre en compte. Se limiter à considérer la somme des termes diagonaux reviendrait à faire l'hypothèse d'une covariance nulle entre les vecteurs de résidus <sup>10</sup>. La statistique suivante calcule le rapport de vraisemblance à partir des déterminants des matrices de variance-covariance des résidus correspondant aux modèles contraint et non contraint <sup>11</sup> :

$$(7) \quad LR = (N-corr)[\log(\det(V_c))-\log(\det(V_{nc}))]$$

det (V) : déterminant de la matrice des résidus de l'estimation SUR ; c : modèle contraint ; nc : modèle non contraint ; N : nombre total d'observations ; corr : terme correcteur pour tenir compte de la petite taille des échantillons (SIMS [1980] suggère de prendre le nombre de variables

8. Le test d'un changement structurel à partir de la statistique F apparaît préférable à un test qui introduirait une variable exogène "dummy" pour chaque sous-période dans la relation (4). Une telle démarche reviendrait implicitement à supposer que la variance de la perturbation est la même à chaque sous-période, ce qui est sans doute faux. Sur ces points, cf Schmidt et Sickles (1977).

9. 6 variables  $\times$  (5 périodes – 1 période).

10. L'exploration des résultats mettra en évidence des covariances non nulles correspondant à des corrélations importantes entre les séries de résidus.

11. Cf MILLS [1993], pp. 54-156.

12. Soit 6 coefficients identiques pour 5 équations à chaque sous-période, comparés à 6 coefficients identiques sur l'échantillon global.

présentes dans l'écriture d'une équation du modèle non contraint), dans le cas présent,  $\text{corr} = 30$  ( $6 \times 5$ ).

Cette statistique suit asymptotiquement un Chi-deux dont le degré de liberté est égal au nombre de restrictions, c'est-à-dire 24 <sup>12</sup>.

Le choix du nombre et de la longueur des sous-périodes est arbitraire. On aurait pu retenir un découpage de l'échantillon global en 2 sous périodes. De même, si changements structurels il y a, il est probable qu'ils apparaissent avec des fréquences variables et non avec régularité.

Aussi a-t-on mis en place un test de périodisation de manière à faire ressortir la date à laquelle les coefficients  $\beta_i$  deviennent différents de ceux estimés sur l'échantillon global, en utilisant la méthode des résidus récursifs <sup>13</sup>. On a pour cela considéré toutes les dates  $t$  depuis la première jusqu'à l'avant dernière ( $N - 1$ ). Puis on a estimé l'équation (4) sur la sous-période  $[1, t]$ . Un test en  $F$  permet de comparer les  $\beta_i$  calculés sur les  $t$  premières observations avec les  $\beta_i$  estimés sur l'échantillon global. La statistique calculée est :

$$F = \frac{(\text{SCRg} - \text{SCRt})/\text{Nr}}{\text{SCRt} - \text{Nt}} \quad t \text{ variant de } 1 \text{ à } N - 1 \text{ }^{14}$$

SCRg : somme des carrés des résidus du modèle global ; SCRt : somme des carrés des résidus du modèle calculé sur les  $t$  premières périodes ; Nt : nombre de degrés de liberté du modèle calculé sur  $t$  observations, égal à  $(t - 6)$  ; Nr : nombre de restrictions égal à  $(N - t)$ .

Ceci revient, en fait, à découper l'échantillon global en deux sous-périodes de taille variable. Au début, les deux vecteurs de coefficients  $\beta_i$  sont significativement différents. Lorsque  $t$  est proche du nombre total d'observations, ils se confondent. La date  $t^*$  à partir de laquelle les deux ensembles de coefficients deviennent semblables marque un changement structurel dans la valeur des coefficients estimés de la relation (4). Le test mis en œuvre en limitant le nombre de sous-périodes à 2 conduit à tester l'hypothèse d'un seul changement structurel de la relation au cours de la période globale. Il peut se produire plusieurs changements. Cette éventualité n'est pas prise en compte, le nombre réel de changements significatifs restant inconnu.

## • L'égalité des coefficients entre les pays

Un test vectoriel permet, dans des conditions similaires, de comparer les deux modélisations multivariées, selon que l'on a contraint ou non les coefficients estimés à être égaux entre chacune des 5 équations. L'intégration partielle suggère une égalisation des coefficients entre les pays  $j$ . Une estimation où ceux-ci seraient libres pour chaque pays a été menée et a donné lieu au calcul d'un ratio de vraisemblance à l'aide de l'expression (7). Le nombre de restrictions est de 24 (30 coefficients pour les 5 équations non contraintes contre 6).

13. Sur ce point, cf JOHNSTON [1988], Chapitre 10, tome 2, pp. 460 sq.

14. En fait,  $t$  varie de  $k + 1$  à  $N - 1$ . Il n'est pas possible d'estimer la régression pour un nombre d'observations inférieure au nombre  $k$  de variables explicatives (ici 6).

## 4 Résultats

---

Deux tests préliminaires sont proposés, de la stationnarité des séries tout d'abord, de la pertinence de la prime de risque internationale ensuite. Les tests présentés dans le paragraphe méthodologique sont ensuite mis en œuvre.

### 4.1. Stationnarité

Les résultats détaillés figurent en annexe. L'hypothèse de stationnarité des excès de rendement est clairement validée sur un horizon de 3 et de 6 mois. Les résultats sont moins nets sur un horizon de 12 mois ou la stationnarité n'est acceptée au seuil de 10 % que pour 3 devises sur 5. Ce constat est parfaitement cohérent avec des travaux antérieurs portant sur les rentabilités internationales (cf La BRUSLERIE, 1992). L'étude de la stationnarité des séries de covariances aboutit à la même conclusion. Les résultats sont unanimes à confirmer l'hypothèse de séries intégrées d'ordre zéro, cela quelle que soit la monnaie de départ considérée.

### 4.2. Pertinence de la prime de risque internationale

La première question posée est celle de la pertinence d'une prime de risque entre les rendements exprimés dans une même devise de numéraire. L'éventuelle nullité de la prime de risque indiquerait une intégration totale des marchés par substitution parfaite des actifs comparables.

Le tableau 1 présente la moyenne des excès de rendement obtenus par les actifs sans risque des 5 pays considérés comparé au dollar. Ces rendements sont convertis en numéraire, c'est-à-dire en dollars. Le calcul de la moyenne des rendements ex post a été effectué pour chacune des 3 périodes de détention de 3, 6 et 12 mois.

TABLEAU 1

#### *Test de nullité des excès de rendement.*

Horizon	3 mois		6 mois		12 mois	
	moy.	t de St.	moy.	t de St.	moy.	t de St.
DEM	$0.89 \times 10^{-2}$	2.44	$0.14 \times 10^{-10}$	2.83	$0.23 \times 10^{-1}$	3.47
GBP	$0.14 \times 10^{-1}$	3.65	$0.24 \times 10^{-1}$	4.36	$0.35 \times 10^{-1}$	4.28
CAN	$0.77 \times 10^{-2}$	6.26	$0.16 \times 10^{-1}$	8.83	$0.30 \times 10^{-1}$	9.65
YEN	$0.13 \times 10^{-1}$	4.02	$0.24 \times 10^{-1}$	4.94	$0.35 \times 10^{-1}$	5.16
FFR	$0.12 \times 10^{-1}$	3.50	$0.22 \times 10^{-1}$	4.52	$0.40 \times 10^{-1}$	5.76

*Rendement en devise par rapport au rendement sans risque en USD.*



Une manière simple de rejeter d'emblée le modèle d'intégration restreinte lié à une valorisation du risque par une partie seulement des investisseurs, est de tester l'égalité des rendements ex-post exprimés dans une même devise. La Parité des Taux d'Intérêt non couverte constitue un test alternatif de la relation (4) qui correspondrait à une situation d'intégration internationale parfaite : il n'est plus nécessaire de faire appel aux choix de portefeuille partiels ou totaux des investisseurs du pays 1 puisque la domination du marché international par des arbitragistes indifférents au risque rend inutile l'exigence *a priori* d'une prime de risque. Le membre de droite de la relation (2) se réduit alors au seul rendement espéré du pays du numéraire, c'est-à-dire le dollar. Le test de la nullité des rendements excédentaires, effectué au moyen du *t*-Student, rejette dans tous les cas l'hypothèse de nullité (tableau 1).

Le rejet de la Parité non couverte des Taux d'Intérêt est un résultat conforme à la littérature qui a fait l'objet de nombreux tests. On retrouve ici l'idée que ce rejet est d'autant plus net que les périodes de mesure des rentabilités ex post sont longues. Les résultats sur des périodes plus courtes, journalières ou hebdomadaires, pouvant être beaucoup moins nets et conclure au non-rejet de l'égalité internationale des rendements, en raison de la variabilité relativement plus forte des rendements mesurée à court terme par rapport à celle mesurée sur un horizon plus long.

### 4.3. Pertinence du modèle

La pertinence du modèle proposé par la relation (4) se vérifie en testant le caractère conjointement significatif des coefficients  $\beta_1$  à  $\beta_5$ . L'estimation a été faite par MCO en utilisant la correction de White. La validité de l'ensemble des coefficients a donné lieu à un test d'exclusion en *F* à la fois pour la période globale d'étude et pour chacune des sous-périodes. Les tableaux 2 à 4 mettent en évidence dans tous les cas, quelle que soit la devise, quelle que soit la période, quel que soit l'horizon, que l'hypothèse de nullité globale de l'ensemble des coefficients  $\beta_i$  doit être rejetée. Le rejet de la Parité des Taux d'Intérêt non couverte s'accompagne de la manifestation d'une prime de change telle qu'elle est formalisée par le MEDAF international, c'est-à-dire prenant en compte les covariances des actifs avec le marché.

TABLEAU 2

#### *Pertinence des covariances – Horizon 3 mois*

3 mois	DEM		GBP		CAN		YEN		FFR	
	F	R <sup>2</sup>	F	R <sup>2</sup>	F	R <sup>2</sup>	F	R <sup>2</sup>	F	R <sup>2</sup>
global	4.56	0.05	12.68	0.15	16.90	0.15	7.98	0.08	3.38	0.03
Ss-pér 1	10.32	0.45	16.01	0.54	27.45	0.33	13.56	0.51	9.74	0.49
Ss-pér 2	14.54	0.54	17.66	0.59	19.97	0.30	21.25	0.58	10.38	0.50
Ss-pér 3	7.04	0.06	32.98	0.52	28.29	0.51	27.84	0.70	7.93	0.03
Ss-pér 4	22.83	0.65	26.38	0.68	14.46	0.55	16.13	0.54	23.69	0.69
Ss-pér 5	13.37	0.53	33.96	0.72	16.48	0.48	29.75	0.51	11.43	0.53

TABLEAU 3

**Pertinence des covariances – Horizon 6 mois**

6 mois	DEM		GBP		CAN		YEN		FFR	
	F	R <sup>2</sup>	F	R <sup>2</sup>	F	R <sup>2</sup>	F	R <sup>2</sup>	F	R <sup>2</sup>
global	7.64	0.09	4.34	0.02	8.60	0.06	16.95	0.18	8.65	0.08
Ss-pér 1	5.73	0.30	11.97	0.37	16.00	0.75	11.74	0.41	6.37	0.34
Ss-pér 2	54.77	0.83	22.20	0.65	27.58	0.28	23.22	0.45	54.20	0.83
Ss-pér 3	14.39	0.18	49.06	0.56	22.94	0.04	35.99	0.75	14.35	0.09
Ss-pér 4	9.28	0.43	12.01	0.49	6.57	0.35	16.76	0.54	8.40	0.40
Ss-pér 5	23.12	0.67	6.06	0.22	6.16	0.06	15.03	0.43	12.71	0.52

TABLEAU 4

**Pertinence des covariances – Horizon 12 mois**

12 mois	DEM		GBP		CAN		YEN		FFR	
	F	R <sup>2</sup>	F	R <sup>2</sup>	F	R <sup>2</sup>	F	R <sup>2</sup>	F	R <sup>2</sup>
global	11.44	0.15	15.97	0.21	13.88	0.00	11.57	0.13	19.29	0.21
Ss-pér 1	13.61	0.41	27.87	0.51	33.28	ns	12.90	0.27	10.94	0.48
Ss-pér 2	5.47	0.29	25.94	0.42	41.37	ns	36.95	ns	9.16	0.46
Ss-pér 3	37.93	0.58	15.72	0.63	39.03	ns	13.93	0.39	22.27	0.32
Ss-pér 4	17.65	0.61	20.03	0.62	23.97	0.64	24.14	0.18	16.49	0.59
Ss-pér 5	11.76	0.52	39.68	0.06	33.53	0.57	30.51	0.00	16.20	0.61

Note pour les tableaux 2 à 4 : le R<sup>2</sup> est ajusté ; la probabilité marginale correspondant au F de Fischer est nulle dans tous les cas.

#### 4.4. Étude de la stabilité structurelle par sous-périodes

Les tableaux précédents ne constituent pas un test de l'hypothèse d'intégration partielle par agents. Ils montrent la pertinence d'une intégration financière au sens de l'existence d'une valorisation internationale du prix du risque compatible avec le MEDAF. L'étude de la stabilité structurelle de la relation (4) permet de vérifier la pertinence d'une hypothèse de segmentation par catégories d'agents. Une grande instabilité des estimations des  $\beta_i$ , qui les rend alternativement positifs puis négatifs ou encore nuls, est en revanche parfaitement cohérente avec l'hypothèse d'une instabilité de la structure du sous-portefeuille mondial partagé par les investisseurs internationaux.

Le test de stabilité a été effectué à l'aide de la statistique F appliquée pays par pays. Les résultats du tableau 5 conduisent à un rejet clair de l'hypothèse de stabilité des coefficients  $\beta_i$  représentatifs des positions prises et de l'aversion moyenne au risque des agents.

Une étude globale dans un cadre multivarié de la relation (4) a été effectuée en utilisant la méthode SUR avec une contrainte à l'égalité des coefficients estimés entre chacune des 5 relations. Le test de la stabilité utilise le rapport de vraisemblance LR. Les résultats se comparent à la valeur d'un chi-deux à 24 degrés de liberté. L'hypothèse de stabilité des coefficients au cours des 5 sous-périodes apparaît clairement rejetée (cf tableau 6).

TABLEAU 5

**Stabilité des coefficients**

Horizon	3 mois F (29,304)	6 mois F (29,291)	12 mois F (29,265)
DEM	12.31	11.47	13.32
GBP	19.96	14.63	13.84
CAN	13.77	10.29	25.64
YEN	18.03	13.32	19.85
FFR	12.52	9.88	10.29

Estimation pays par pays ; la probabilité marginale correspondant à un F de Fischer est nulle dans tous les cas.

TABLEAU 6

**Test global de stabilité**

Horizon 3 mois	Horizon 6 mois	Horizon 12 mois
LR = 107.12	LR = 440.31	LR = 1066.24

Modélisation SUR contrainte ; LR : estimation du rapport de vraisemblance ; la probabilité marginale correspondant à un chi-deux est nulle dans tous les cas.

La méthode des résidus récurrents permet l'étude de la périodisation de l'instabilité des coefficients  $\beta_t$ . Cette méthode a été appliquée séparément à chaque pays pour chaque horizon, de manière à faire ressortir d'éventuelles cohérences dans les découpages en 2 sous-périodes. Le tableau 7 met en évidence le numéro de période à partir duquel les deux jeux de coefficients deviennent confondus.

L'analyse des résultats doit tenir compte du fait que la datation n'est pas la même selon les horizons puisque les séries débutent à des dates différentes. Pour certaines séries les deux sous-ensembles de coefficients peuvent se confondre rapidement pour certains découpages de l'échantillon (par exemple, le découpage [1-170] et [170-338] pour la Grande-Bretagne sur l'horizon 3 mois). Cette confusion n'est cependant pas irréversible

TABLEAU 7

**Périodisation de l'instabilité des coefficients**

Horizon	3 mois			6 mois			12 mois		
	date	F	p	date	F	p	date	F	p
DEM	252	1.29	0.058	178	1.27	0.062	1.38	1.24	0.097
GBP	205 <sup>1</sup>	1.22	0.094	226	1.24	0.099	140	1.29	0.062
CAN	334	1.74	0.140	280 <sup>2</sup>	1.41	0.052	287	1.74	0.058
YEN	312	1.34	0.129	311 <sup>3</sup>	1.46	0.120	278 <sup>4</sup>	1.55	0.120
FFR	274	1.34	0.057	177	1.27	0.061	140	1.27	0.077

1 : aussi [170-192] ; 2 : aussi [128-162] , 3 : aussi [138-160] et [219-272] ; 4 : aussi [111-259] ; p : probabilité marginale correspondant au F de Fisher.

avec l'évolution des 2 sous-périodes. A partir de  $t = 192$ , les deux sous-périodes conduisent à nouveau à des jeux de coefficients différents, cela jusqu'à  $t = 205$ . L'absence de datation irréversible montre les limites d'un découpage contraint à 2 sous-périodes. Le nombre de phases au cours desquelles les coefficients évoluent est alors sans doute supérieur à deux.

L'horizon de 3 mois ne met en évidence aucune cohérence entre les dates de séparation des deux sous-périodes. L'horizon 6 mois montre pour 4 pays une coupure autour des périodes 150 pour le Canada et le Japon et 177 pour la France et l'Allemagne. La période correspondant à [150-180] est 90:16 et 90:46, c'est-à-dire l'été 1990. L'étude de l'horizon 12 mois fait apparaître une séparation cohérente en 2 sous-périodes, compatible pour tous les pays à l'exception du Canada. La coupure se situe à la période 140, ce qui correspond à 90:32, c'est-à-dire août 1990.

La différenciation des périodes 1987 - mi-1990 et mi-1990 - 1993 est assez facile en ce qui concerne les comportements d'investisseurs internationaux professionnels<sup>15</sup>. L'implication des investisseurs institutionnels non-résidents a été considérablement plus marquée depuis le début des années 1990 sur les marchés internationaux d'actions et d'obligations. La part des titres obligataires détenus par les étrangers sur les marchés d'obligations d'État atteint 30 à 40 % de l'encours total si l'on considère le cas de l'Allemagne, de la France ou des États-Unis (sans doute moins pour les 2 autres pays). Lors de la période précédente, la proportion "internationalisée" de la dette obligataire domestique était environ moitié moindre. On a assisté à un changement de régime dans l'implication internationale d'investisseurs qui sont des professionnels réallouant fréquemment et massivement leurs portefeuilles.

#### 4.5. Test de l'égalité des coefficients entre pays

Le caractère international de l'intégration a donné lieu à un test d'égalité des coefficients  $\beta_i$  entre les pays. Les résultats de ce test figurent dans le tableau 8. Ils ne sont pas en faveur de l'hypothèse d'égalité des coefficients estimés entre pays qui n'est acceptée que 2 fois sur 15.

TABLEAU 8

##### *Test d'égalité des coefficients estimés entre les 5 pays.*

Horizon	3 mois		6 mois		12 mois	
	LR	p	LR	p	LR	p
ss-pér 1	143.23	0.00	43.52	0.01	13.75	0.95*
ss-pér 2	123.28	0.00	166.36	0.00	17.51	0.83*
ss-pér 3	202.26	0.00	171.86	0.00	83.44	0.00
ss-pér 4	68.42	0.00	89.79	0.00	92.87	0.00
ss-pér 5	215.25	0.00	56.25	0.00	110.02	0.00

*p* : probabilité marginale d'un chi-deux à 24 degrés de liberté ; \* : égalité acceptée au seuil de 5 %.

15. Au-delà de l'évènement conjoncturel qu'a constitué la guerre du golfe.

Le caractère conjoint de la valorisation de la prime de risque n'apparaît pas clair dans un cadre d'équilibre international, que l'on considère une intégration totale ou partielle. D'un point de vue empirique, ce résultat peut être influencé par le découpage arbitraire en 5 sous-périodes qui ne correspondent sans doute pas à la vraie périodisation. Il aurait mieux valu procéder à un découpage du temps qui aurait été optimisé, ce qui pose la question du nombre et de la longueur de chaque sous-période. Le même test sur l'ensemble de la période conduit aussi à rejeter l'égalité des coefficients, cela ne remet donc pas en cause les résultats de la comparaison entre modèle de la segmentation par agents et modèle d'intégration.

D'un point de vue théorique, l'identité des prix du risque qui multiplient les covariances peut être remise en cause par la combinaison de deux modes de segmentation : la segmentation par agents et la segmentation par zones. Le présent article privilégie la première explication. L'ajout d'un effet zone géographique correspondrait, par exemple, au cas où au Japon coexisteraient des investisseurs domestiques, des investisseurs internationaux "non-japonais" et des investisseurs internationaux japonais qui limiteraient leur diversification internationale à certaines devises, telle que le yen, le dollar et les monnaies asiatiques.

Dans une telle hypothèse, les relations d'équilibre des investisseurs obéissant à une optimisation sur l'ensemble du marché mondial ne valent, pour une monnaie  $j$  donnée, que pour un sous-ensemble des investisseurs  $l$  de 1 à  $L + 1$ , ceux qui diversifient en cette monnaie. L'agrégation de ces relations est alors effectuée sur ces seuls investisseurs de sorte que l'indice  $M^*$  de la relation (2) deviendrait  $M_j^*$ . Les prix du risque multiplicateurs des covariances de la relation d'évaluation de  $r_j$  sont alors dépendants de  $j$  en ce qu'ils résultent d'une agrégation sur le sous-ensemble d'investisseurs internationaux du panier de diversification dont la monnaie  $j$  fait partie.

## 5 Conclusion

---

L'étude de l'intégration financière internationale pose divers problèmes de définition et de tests empiriques. Les modèles financiers reposent sur l'existence d'un rendement d'équilibre international qui inclut une ou plusieurs primes de risque et sur l'existence de portefeuilles optimaux liés à la diversification internationale d'actifs financiers.

En se plaçant dans le cadre d'un modèle d'évaluation où l'on a supposé que le risque d'inflation est nul ainsi que les covariances entre les taux de rendement nationaux et les taux de change, un test empirique a été entrepris sur des données couvrant la période 1986-1993. Les résultats obtenus ne permettent pas de rejeter le modèle d'intégration financière internationale testé. Ils ne constituent d'ailleurs pas un test sans appel entre les hypothèses d'intégration parfaite et de segmentation partielle par agents qui ne sont pas distinguées par des modèles alternatifs. Il est simplement possible de conclure que les résultats empiriques sont

davantage cohérents avec la seconde hypothèse. La forte instabilité des valeurs estimées des coefficients va dans le sens d'une intégration restreinte à certains investisseurs internationaux actifs, situation qui est elle-même compatible avec une incomplète diversification internationale de l'ensemble des portefeuilles au niveau de la masse des investisseurs.

## ANNEXE

### • Stationnarité

Le test de Dickey-Fuller augmenté (avec un nombre d'autocorrélation  $p$  égal à 4) a été utilisé. Deux formulations ont été utilisées selon que l'on autorisait ou non la présence d'un trend déterministe. Les modèles classiquement utilisés sont :

$$\Delta X_t = \hat{a}_0 + \hat{a}_1 X_{t-1} + \sum \hat{a}_i \Delta X_{t-i}$$

et

$$\Delta X_t = \hat{a}_0 + \hat{a}_1 t + \hat{a}_2 X_{t-1} + \sum \hat{a}_i \Delta X_{t-i}.$$

Le caractère stationnaire se vérifie à l'aide des pseudo- $t$  des coefficients  $\hat{a}_1$  de la première relation et  $\hat{a}_2$  de la deuxième. Ces variables sont comparées aux valeurs seuils à 5 % issues des tables de Dickey-Fuller<sup>16</sup>. La règle de décision utilisée consiste à regarder tout d'abord si le coefficient  $\hat{a}_1$  de la première relation représentant une tendance déterministe est significatif pour savoir sur quelle relation il convient de statuer (cf HÉNIN et JOBERT, 1991). Les tableaux A1 et A2 fournissent, pour chacun des 3 horizons, les valeurs des pseudo- $t$  des excès de rendement et des covariances des 5 pays considérés.

TABLEAU A1

#### *Stationnarité des rendements excédentaires.*

Horizon	3 mois	6 mois	12 mois	Horizon	3 mois	6 mois	12 mois
DEM				YEN			
$t$ -no trend	-4.08	-3.06	-2.44 <sup>b</sup>	$t$ -no trend	-4.28	-3.31	-2.20
$t$ -trend	-4.10	-3.07	-2.54	$t$ -trend	-4.34	-3.50	-2.95 <sup>b</sup>
$t$ -determ	0.57	0.32	0.90	$t$ -determ	0.72	1.15	2.61 <sup>a</sup>
GBP				FFR			
$t$ -no trend	-4.86	-2.95	-2.62	$t$ -no trend	-3.93	-2.87 <sup>b</sup>	-2.25 <sup>b</sup>
$t$ -trend	-4.26	-2.98	-2.45	$t$ -trend	-3.93	-2.87	-2.26
$t$ -determ	-0.45	-0.52	0.03	$t$ -determ	0.38	0.04	0.42
CAN							
$t$ -no trend	-4.51	-2.53	-1.46				
$t$ -trend	-5.03	-3.55	-2.74 <sup>b</sup>				
$t$ -determ	-2.24 <sup>a</sup>	-2.48 <sup>a</sup>	-2.31 <sup>a</sup>				

$t$ -no trend : pseudo- $t$  du coefficient  $\hat{a}_1$  de la première équation ;  $t$ -trend : pseudo- $t$  du coefficient  $\hat{a}_2$  de la deuxième équation ;  $t$ -determ :  $t$ -Student du coefficient  $\hat{a}_1$  de la deuxième équation ; a : tendance déterministe non nulle au seuil de 5 % ; b : stationnarité rejetée au seuil de 5 %.

16. Respectivement -2.89 et -3.45.

TABLEAU A2

*Stationnarité des covariances.*

3 mois	USD	DEM	GBP	CAN	YEN	FFR
DEM	- 6.02	- 5.65	- 5.70	- 5.87	- 5.49	- 5.49
GBP	- 5.83	- 5.70	- 5.22	- 4.33	- 5.14	- 5.68
CAN	- 6.54	- 5.88	- 4.34	- 5.22	- 5.94	- 6.29
YEN	- 5.03	- 5.50	- 5.14	- 5.94	- 4.64	- 5.54
FFR	- 5.88	- 5.49	- 5.68	- 6.29	- 5.54	- 5.22
6 mois	USD	DEM	GBP	CAN	YEN	FFR
DEM	- 4.65	- 5.42	- 5.28	- 5.74	- 6.29	- 5.18
GBP	- 5.09	- 5.28	- 5.35	- 5.45	- 5.91	- 5.10
CAN	- 7.00	- 5.73	- 5.45	- 5.27	- 6.15	- 5.96
YEN	- 5.02	- 6.29	- 5.91	- 6.15	- 5.15	- 6.11
FFR	- 4.47	- 5.18	- 5.10	- 5.96	- 6.11	- 4.99
12 mois	USD	DEM	GBP	CAN	YEN	FFR
DEM	- 4.82	- 6.00	- 5.34	- 4.54	- 6.23	- 5.82
GBP	- 4.69	- 5.34	- 4.77	- 4.37	- 5.36	- 5.13
CAN	- 5.45	- 4.54	- 4.37	- 5.23	- 5.09	- 4.54
YEN	- 5.11	- 6.23	- 5.36	- 5.09	- 5.82	- 6.01
FFR	- 4.69	- 5.82	- 5.13	- 4.54	- 6.01	- 5.62

*Pseudo-t sans trend déterministe (pseudo-t < -2.89 au seuil de 5 %.*

## ● Références bibliographiques

- ADLER, M., DUMAS B. (1983). – “International Portfolio Choice and Corporation Finance: a Synthesis”, *The Journal of Finance*, pp. 925-984.
- ADLER, M., PRASAD, B. (1992). – “On Universal Currency Hedges”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*.
- ARTUS, P. (1988). – “Efficience et cloisonnement du marché des changes et des marchés financiers en France”, *Cahiers économique et monétaires*, 31.
- BOLLERSLEV, T., ENGLE, R., WOODRIDGE, J. (1988). – “A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances”, *Journal of Political Economy*, 96, pp. 116-131.
- BORDES, Ch. (1988). – “Interprétation théorique du mouvement d’intégration des marchés de capitaux”, *Cahiers Économiques et Monétaires de la Banque de France*, 31, pp. 5-47.
- BLACK, F. (1974). – “International Capital Market Equilibrium with Investment Barriers”, *Journal of Financial Economics*, pp. 337-352.
- BOURGUINAT, H. (1992). – “*Finance internationale*”, Puf.
- CHANG, K., ANDREW, K., STULZ, R. (1992). – “Global Financial Markets and the Risk Premium on U.S. Equity”, *Journal of Financial Economics*, pp. 137-167.
- DUMAS, B. (1994). – A Test of the International CAPM Using Business Cycles Indicators as Instrumental Variables”, *NBER working paper n° 4657*.
- DUMAS, B., SOLNIK, B. (1994). – “The World Price of Exchange Risk”, *NBER working paper n° 4459*.
- ERRUNZA, V., LOSQ, E. (1988). – “International Asset Pricing under Mild Segmentation: Theory and Test”, *Journal of Finance*.



- ERRUNZA, V., LOSQ, E. (1989). – “Capital Flow Controls, International Asset Pricing, and Investors’ Welfare: a Multi-Country Framework”, *Journal of Finance*.
- FAMA, E. (1984). – “Forward and Spot Exchange Rates”, *Journal of Monetary Economics*, 14, pp. 319-338.
- GIOVANNINI, A., JORION, P. (1987). – “Interest Rates and Risk Premia in the Foreign Exchange and the Stock Market”, *Journal of International Money and Finance*, pp. 107-123.
- HARVEY, C., SOLNIK, B., ZOU, G. (1994). – “What Determines Expected International Asset Return?”, *NBER working paper n° 4660*.
- HODRICK, R., SRIVASTAVA, S. (1986). – “The Covariation of Risk Premiums and Expected Future Spot Exchange Rates”, *Journal of International Money and Finance*, vol. 5, pp. 5-21.
- JOHNSTON, J. (1988). – “Méthodes économétriques”, 2 tomes, 3<sup>e</sup> édition, *Economica*.
- La BRUSLERIE, H. de (1992). – “Étude empirique de la stabilité intertemporelle de la structure des rentabilités obligataires internationales”, *Journal de la Société de Statistiques de Paris*, 2, pp. 24-49.
- La BRUSLERIE, H. de (1995). – “La révélation de la gamme des taux d’intérêt à partir des taux rendement actuariel”, *Journal de la Société de Statistiques de Paris*, 3, pp. 17-36.
- MATHIS, J. (1991). – “Finance internationale”, *ESKA*.
- ROLL, R. (1971). – “Investissement diversification and Bond Maturity”, *Journal of Finance*.
- SCHMIDT, P., SICKLES, R. (1977). – “Some Further Evidence on the Use of the Chow Test Under Heteroscedasticity”, *Econometrica*, 45, pp. 1293-1298.
- SOLNIK, B. (1974). – “An Equilibrium Model of the International Capital Market”, *Journal of Economic Theory*, pp. 500-524.
- SOLNIK, B. (1974). – “The International Pricing of Risk: An Empirical Investigation of the World Market Structure”, *Journal of Finance*, 29, pp. 48-54.
- STEHLE, R. (1977). – “An Empirical Test of the Alternative Hypotheses of National and International Pricing of Risky Assets”, *Journal of Finance*, pp. 493-502.
- STULZ, R. M. (1981). – “A Model of International Asset Pricing”, *Journal of Financial Economics*, pp. 383-406.
- THOMAS, S., WICKENS, M. (1993). – “An International CAPM for Bonds and Equities”, *Journal of International Money and Finance*, pp. 390-412.
- WHITE, H. (1980). – “An Heteroscedasticity Consistent Covariance Matrix Estimator and Direct Test for Heteroskedasticity”, *Econometrica*, 48, pp. 817-838.