

Biais du taux de change à terme: une approche multifactorielle

PHILIPPE CORNU et HENRI LOUBERGÉ*

1. INTRODUCTION

Près de 1000 milliards de dollars transitent chaque jour par les différents marchés des devises à travers le monde.¹ Dans un tel contexte économique, la prévision de l'évolution des taux de change joue un rôle capital, comme le témoigne l'imposante littérature écrite sur ce sujet durant cette dernière décennie. S'il est devenu un lieu commun d'affirmer que le taux de change à terme est un estimateur biaisé du taux de change spot futur correspondant, aucun consensus n'a cependant été établi quant à l'interprétation de ce biais. Les recherches effectuées dans le but d'expliquer ce biais se divisent en trois catégories. Premièrement, les études qui expliquent le biais par l'irrationalité des agents économiques, en supposant qu'il n'existe pas de prime de risque sur le marché des changes.² Deuxièmement, les études qui supposent des agents économiques rationnels, et qui justifient le biais par l'existence d'une prime de risque de change. Dans cette deuxième catégorie, on trouve d'une part des études qui se bornent à mettre en évidence les propriétés statistiques de la prime de risque de change, et d'autre part des recherches qui essaient de fournir une structure théorique à l'hypothèse de prime de risque, en se basant sur des modèles d'équilibre tels que le CAPM ou l'APT.³ Troisièmement, les

* Respectivement assistant de finance et professeur d'économie à l'Université de Genève, Faculté des Sciences Economiques et Sociales. L'article est basé sur un mémoire de recherche réalisé par PHILIPPE CORNU dans le cadre du DES en économie et finance de l'Université de Genève. Les auteurs remercient CHRISTINE LANG, JUAN PIZARRO et PASCAL ARCHIMI pour leur aide dans l'accomplissement de cette recherche, ainsi qu'un arbitre anonyme pour ses remarques sur une version intermédiaire de ce travail. Ils restent néanmoins seuls responsables des erreurs résiduelles.
Prof. Dr. H. Loubergé, Université de Genève, Département d'économie politique, 102. Bd. Carl-Vogt, 1211 Genève 4.

1. Bilan, n°4, 1993.
2. Voir DOMINGUEZ (1986) et FRANKEL et FROOT (1987).
3. FAMA (1984), HODRICK et SRIVASTAVA (1986) et WOLFF (1987) supposent que les anticipations des agents économiques sont rationnelles; SOLNIK et ROLL (1978) et HODRICK et SRIVASTAVA (1984) supposent que le CAPM est validé sur le marché des changes; COSSET (1984) utilise l'APT pour expliquer le biais.

études qui expliquent le biais à la fois par l'existence d'une prime de risque de change et par l'irrationalité des agents économiques.⁴

Le modèle présenté ci-dessous appartient à la deuxième catégorie. Il admet l'existence d'une prime de risque de change et suppose que les modèles d'équilibre, et plus particulièrement l'APT,⁵ sont validés sur les marchés des changes. Ainsi le biais à terme ou, autrement dit, le rendement d'une devise à terme cotée par rapport à une monnaie de référence peut être expliqué par différentes primes de risque qui satisfont aux conditions d'équilibre imposées par le modèle utilisé. Cette étude se différencie toutefois notablement de l'approche de COSSET (1984) qui, en suivant l'application empirique de l'APT telle qu'elle a été formulée par ROLL et ROSS (1980), n'obtient que les valeurs des primes de risque et conclut qu'il faudrait «(...) identifier les variables économiques (masquées) derrière les facteurs communs qui décrivent les fluctuations des rendements des taux de change à terme». En effet, en partant d'un modèle de portefeuille, cette étude détermine pour huit devises quatre facteurs communs susceptibles d'expliquer le biais du taux de change à terme. Ce modèle de portefeuille inclut une prime de risque-pays et il est conduit de manière *ex ante* afin de prendre en compte la plupart des éléments de risque auxquels un investisseur est confronté à un moment donné.

Le but de cette recherche est donc de décomposer le biais à terme en différentes primes de risque liées aux facteurs communs spécifiés par un modèle de portefeuille. L'intérêt de cette démarche est double: identifier concrètement les variables influençant le biais à terme, et tester l'hypothèse que ce biais peut être entièrement expliqué grâce à diverses primes de risque associées aux facteurs communs et obtenues en utilisant un modèle d'équilibre. L'article est divisé en quatre sections: la section 2 expose le modèle de portefeuille, spécifie les facteurs communs liés au biais du taux de change à terme, et formule les équations de régression liées au modèle. La section 3 teste empiriquement les équations établies dans la deuxième section et spécifie l'équation de l'APT dans le contexte des taux de change. Enfin, la section 4 résume et conclut l'étude.

4. Voir FROOT et FRANKEL (1989). Contrairement aux résultats obtenus par FAMA (1984) et confirmé par HODRICK et SRIVASTAVA (1986), FROOT et FRANKEL (1989) trouvent que le biais à terme est principalement dû aux erreurs d'anticipations, la prime de risque ne jouant qu'un rôle secondaire dans l'explication du biais.

5. Par rapport au CAPM, l'APT permet d'éviter l'écueil de la définition du portefeuille de marché dans un contexte international: voir SOLNIK (1983).

2. CADRE THEORIQUE

A. Un modèle multifacteur

Le but de cette section est de spécifier les variables principales expliquant le biais à terme. Pour ce faire, nous utilisons un modèle de portefeuille, qui lie la demande pour un actif au rendement espéré sur ce même actif. Le modèle utilisé ci-dessous se distingue des travaux de FRANKEL (1982) et PARK (1984) de deux manières: premièrement, il inclut une prime destinée à rémunérer le risque-pays lié à un investissement en titres nationaux et étrangers. Le risque-pays est composé d'éléments aussi divers que le risque lié à un changement politique (susceptible de modifier la politique monétaire, la politique fiscale, les lois en matière de contrôle de capitaux, les interventions sur les marchés des changes) ou que le risque lié à des tensions internationales et aux conséquences qui y sont associées.⁶ Deuxièmement, le calcul de la richesse finale de l'individu est conduit de manière *ex ante*, de sorte qu'il inclut tous les éléments du risque auquel l'investisseur est confronté à une époque donnée.

Les hypothèses du modèle sont les suivantes. L'économie est composée de deux pays: un pays domestique (les Etats-Unis) et un pays étranger j ; la monnaie nationale est le dollar américain. L'investisseur national consomme dans son pays de résidence deux types de biens: ceux qui sont produits aux Etats-Unis et ceux produits à l'étranger. Il faut donc tenir compte du pouvoir d'achat de l'investisseur par rapport au panier de consommation composé de ces deux types de biens. Les biens importés ne subissent pas l'inflation nationale, mais l'inflation de leur pays de production. De plus, les variations du taux de change sont répercutées sur les prix des produits étrangers exprimés en monnaie nationale. L'investisseur national choisit en outre deux types de titres: des obligations nationales et des obligations étrangères. La part investie dans chacun des deux types d'obligations dépend de la devise dans laquelle le titre est libellé. A cette devise sont associés deux types de risque: un risque de change et un risque politique. En bref, il faut donc définir le rendement réel du portefeuille de l'investisseur national en termes de pouvoir d'achat par rapport à un panier de consommation composé de biens nationaux et étrangers, après prise en compte d'une prime destinée à rémunérer le risque-pays lié à un investissement.

L'investisseur choisit la part $x_t^j \equiv x$ de sa richesse réelle W_t , qu'il désire investir dans le titre du pays j à l'époque t . Le calcul *ex ante* de la richesse réelle future, en $t+n$, dépend de cette répartition ainsi que des taux de rendement réels $\tilde{R}_{t+n}^j$ et $\tilde{R}_{t+n}^s$, associés respectivement aux obligations en devise j et en dollars:

$$\tilde{W}_{t+n} = W_t + W_t x \tilde{R}_{t+n}^j + W_t (1-x) \tilde{R}_{t+n}^s$$

6. BACHMAN (1992) établit que les variables politiques, et plus particulièrement les élections, ont une incidence non-négligeable sur le biais à terme.

$$= W_t \left[x(\tilde{R}_{t+n}^j - \tilde{R}_{t+n}^s) + 1 + \tilde{R}_{t+n}^s \right] \quad (1)$$

avec la définition suivante des taux de rendement réels:

$$\begin{aligned} \tilde{R}_{t+n}^j &= B_{t+n}^j - \tilde{\pi}_{t+n}^s + \Delta \tilde{S}_{t+n} - \phi_{t+n}^j \\ \tilde{R}_{t+n}^s &= B_{t+n}^s - \tilde{\pi}_{t+n}^s - \phi_{t+n}^s \end{aligned} \quad (2)$$

B_{t+n}^j est le taux de rendement nominal des obligations du pays j ; ce rendement est non aléatoire à l'époque t . Le terme $\tilde{\pi}_{t+n}^s = \alpha (\tilde{\pi}_{t+n}^j + \Delta \tilde{S}_{t+n}) + (1 - \alpha) \tilde{\pi}_{t+n}^{US}$ représente le taux d'inflation sur la période t à $t+n$ pour le panier de consommation approprié et exprimé en dollar, où $\alpha_t^j \equiv \alpha$ et $(1 - \alpha)$ sont les parts de la consommation allouée aux biens produits respectivement dans le pays étranger j et aux Etats-Unis à l'époque t ; $\tilde{\pi}_{t+n}^j$ est le taux d'inflation du pays j sur la période t à $t+n$, et $\Delta \tilde{S}_{t+n}$ représente le taux de rendement du cours de change spot sur la même période pour la devise j cotée à l'incertain par rapport au dollar. Enfin, ϕ_{t+n}^j est une prime de risque-pays exigée par l'investisseur pour un placement dans le pays j . Cette rémunération est supposée connue de l'investisseur à l'époque t .

En remplaçant les définitions des rendements réels (2) dans l'équation (1), on obtient

$$\tilde{W}_{t+n} = W_t [x(B_{t+n}^j - B_{t+n}^s + \Delta \tilde{S}_{t+n} - \phi_{t+n}^j + \phi_{t+n}^s) + 1 + B_{t+n}^s - \tilde{\pi}_{t+n}^s - \phi_{t+n}^s] \quad (3)$$

En utilisant la définition de $\tilde{\pi}_{t+n}^s$, l'espérance et la variance de (3) s'écrivent respectivement:

$$\begin{aligned} E(\tilde{W}_{t+n}) &= W_t [x(B_{t+n}^j - B_{t+n}^s + E\Delta \tilde{S}_{t+n} - \phi_{t+n}^j + \phi_{t+n}^s) + 1 + B_{t+n}^s \\ &\quad - \alpha E(\tilde{\pi}_{t+n}^j + \Delta \tilde{S}_{t+n}) - (1 - \alpha)E\tilde{\pi}_{t+n}^{US} - \phi_{t+n}^s] \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} V(\tilde{W}_{t+n}) &= W_t^2 [V[(x - \alpha)\Delta \tilde{S}_{t+n} - \alpha\tilde{\pi}_{t+n}^j - (1 - \alpha)\tilde{\pi}_{t+n}^{US}] \\ &\quad + W_t^2 [(x - \alpha)^2 V(\Delta \tilde{S}_{t+n}) + \alpha^2 V(\tilde{\pi}_{t+n}^j) + (1 - \alpha)^2 V(\tilde{\pi}_{t+n}^{US}) \\ &\quad - 2(x - \alpha)\alpha \text{Cov}(\Delta \tilde{S}_{t+n}; \tilde{\pi}_{t+n}^j) \\ &\quad + (x - \alpha)(1 - \alpha) \text{Cov}(\Delta \tilde{S}_{t+n}; \tilde{\pi}_{t+n}^{US}) \\ &\quad - \alpha(1 - \alpha) \text{Cov}(\tilde{\pi}_{t+n}^j; \tilde{\pi}_{t+n}^{US})] \end{aligned} \quad (5)$$

En d'autres termes, le risque associé à la richesse future de l'individu est composé de trois éléments et de leur corrélation réciproque: la variation du taux de change et celle des taux d'inflation du pays domestique et étranger j . En supposant que l'investisseur raisonne dans un cadre moyenne-variance, il maximise une fonction:

$$\Psi \{E(\tilde{W}_{t+n}) ; V(\tilde{W}_{t+n}) \}$$

En différenciant par rapport à x et en arrangeant les termes, on obtient:⁷

$$B_{t+n}^j - B_{t+n}^{\$} + E\Delta\tilde{s}_{t+n} - \phi_{t+n}^j + \phi_{t+n}^{\$} = \theta \left\{ (x - \alpha)V(\Delta\tilde{s}_{t+n}) - \alpha\text{Cov}(\Delta\tilde{s}_{t+n} ; \tilde{\pi}_{t+n}^j) - (1 - \alpha)\text{Cov}(\Delta\tilde{s}_{t+n} ; \tilde{\pi}_{t+n}^{US}) \right\} \quad (6)$$

avec $\theta = -2W_t\Psi_V/\Psi_E$, le coefficient d'aversion relative pour le risque supposé constant.⁸ Cette dernière équation représente le modèle de portefeuille. En résolvant pour x et en multipliant par la richesse de l'investisseur, on obtient la demande d'actifs étrangers et donc la demande de devise j de l'investisseur national à l'époque t . Si l'on note:

$$\Pi_t = \left\{ (x - \alpha)V(\Delta\tilde{s}_{t+n}^j) - \alpha\text{Cov}(\Delta\tilde{s}_{t+n}^j ; \tilde{\pi}_{t+n}^j) - (1 - \alpha)\text{Cov}(\Delta\tilde{s}_{t+n}^j ; \tilde{\pi}_{t+n}^{US}) \right\}$$

la prime de risque du taux de change et des taux d'inflation, l'équation (6) peut se réécrire:

$$E\Delta\tilde{s}_{t+n} = (\phi_{t+n}^j - \phi_{t+n}^{\$}) + \theta\Pi_t - (B_{t+n}^j - B_{t+n}^{\$}) \quad (7)$$

Etant donné que la Parité Couverte des Taux d'Intérêt est validée sur le marché des eurodevises,⁹ c'est-à-dire que l'on a $\ln f_t^j - \ln s_t^j \approx i_{t+n}^{\$} - i_{t+n}^j$, où f_t^j est le cours à terme

7. Voir Annexe 1.

8. Voir FRANKEL (1982): il est possible de montrer que θ est équivalent à la mesure d'aversion relative au risque définie par PRATT-ARROW, $\theta \equiv -\tilde{W}U''/U'$, où $U(\tilde{W})$ est la fonction d'utilité dont l'espérance est à maximiser. L'hypothèse de constance de l'aversion relative pour le risque est compatible avec l'hypothèse d'optimisation dans un cadre moyenne-variance si la richesse finale de l'investisseur est distribuée de façon lognormale.

9. Voir TAYLOR (1987) pour une étude avec des données de haute qualité.

de la devise j coté en t pour une maturité $t+n$, et où i_{t+n}^j est le taux euro sur la devise j d'échéance $t+n$, l'équation (7) devient après quelques manipulations algébriques:¹⁰

$$E(1n \tilde{s}_{t+n}^j) - 1n f_t^j = (\phi_{t+n}^j - \phi_{t+n}^s) + \theta \Pi_t - (B_{t+n}^j - B_{t+n}^s) - (i_{t+n}^s - i_{t+n}^j) \quad (8)$$

Le biais à terme explicité par l'équation (8) est donc composé de quatre éléments: premièrement, $(\phi_{t+n}^j - \phi_{t+n}^s)$, le différentiel de primes de risque-pays; deuxièmement, Π_t , la prime de risque liée aux variations du taux de change et des taux d'inflation, multipliée par θ , le coefficient d'aversion relative au risque de l'investisseur; troisièmement, $(B_{t+n}^j - B_{t+n}^s)$, le différentiel d'intérêt sur obligation; et enfin $(i_{t+n}^s - i_{t+n}^j)$, le différentiel d'intérêt sur eurodevises.¹¹ Dans la mesure où les variables explicatives de l'équation (8) ne sont pas toutes nulles ou ne se compensent pas mutuellement, le taux de change à terme est un estimateur biaisé du taux spot futur.

Pour les besoins de la vérification empirique, on peut choisir différents estimateurs afin d'approximer la prime de risque-pays ϕ_{t+n}^j . On peut considérer, par exemple, que le taux de rendement réel sur une obligation à long terme du gouvernement j représente une rémunération destinée à rétribuer le risque politique lié à un investissement dans le pays j . On peut donc écrire $\phi_{t+n}^j = i_g^j - \pi_t^j$, avec i_g^j le rendement nominal d'une obligation du gouvernement j . On peut aussi considérer que la prime de risque-pays se reflète dans la différence de rendement entre obligations gouvernementales à long terme et euro-obligations. Les marchés euro-obligataires étant *offshore*, ils ne subissent pas le risque-pays. On peut également considérer que la prime destinée à rémunérer le risque-pays est fonction de différents ratios macro-économiques tels que ceux décrits ci-dessous.

Le ratio $Dette^j / PNB^j$ est un indicateur d'endettement du pays j ; plus cet indicateur prend des valeurs élevées, plus la prime de risque sera forte. Un ratio plus précis est obtenu si l'on utilise les dettes d'un gouvernement libellées en monnaie étrangère, c'est-à-dire les dettes que le gouvernement en question ne peut rembourser simplement en «actionnant la planche à billet», desquelles on déduit les réserves en devises détenues par ce même gouvernement. Le ratio $Inv. Brut^j / PNB^j$ représente la propension à investir. Plus la propension est élevée, plus l'espérance de croissance du pays j est élevée, donc moins la prime doit être importante. Le ratio $Cpte Cr^j / PNB^j$ est un indicateur du dynamisme international du pays j . Comme pour la propension à investir, plus ce ratio

10. La variation relative des taux de change est remplacée par le logarithme naturel du niveau des taux de change, afin de pallier au problème de l'inégalité de Jensen indiquant que pour une variable aléatoire s , on a

$$\frac{1}{E(s)} \neq E\left(\frac{1}{s}\right);$$

autrement dit, l'espérance de s est différente, suivant que la cotation est au certain ou à l'incertain. En utilisant les propriétés du logarithme, $\ln s = -\ln(1/s)$, on obtient $-E(\ln s) = E(-\ln s)$. Cette transformation fournit donc la même espérance de s , indépendamment de sa cotation.

11. En cas de neutralité au risque, $\theta = 0$ et seule la prime de risque liée au taux de change et d'inflation disparaît de l'équation (8).

est élevé, plus la prime est faible. Ces différents ratios, en influençant indirectement la prime de risque-pays, ont également un pouvoir explicatif sur le biais à terme.

Une approche possible, pour expliquer le biais à terme, est donc de représenter successivement la prime de pays par ces différents estimateurs. Cette démarche permet de se couvrir contre le risque de résultats biaisés par une erreur dans la spécification de l'estimateur «prime de risque-pays».

L'équation (8) s'apparente à un modèle multifactoriel linéaire, où les facteurs sont identifiés grâce au modèle de portefeuille. Il est donc possible d'utiliser le cadre de référence de l'APT dans le but de décomposer le biais à terme en différentes primes de risque associées aux variables explicatives de l'équation (8). L'hypothèse implicite à cette démarche est que l'APT est applicable à l'évaluation des taux de change. En d'autres termes, les rendements sur devises peuvent être décrits sous la même forme que les rendements sur titres. Certes, il est bien connu que l'APT permet d'éviter l'hypothèse de préférences individuelles représentées par une fonction de l'espérance et de la variance. Mais comme nous l'avons signalé dans l'introduction, l'application empirique de l'APT se heurte au problème d'identification des facteurs: ceux-ci ne sont pas identifiés *a priori*, et ils demeurent inconnus à l'issue des tests empiriques. Notre approche utilisant le modèle moyenne-variance nous permet d'aboutir aussi à un modèle multifactoriel, mais avec des facteurs identifiés dans le cadre du modèle. L'étude empirique nous permet alors de tester l'hypothèse d'APT, c'est-à-dire l'hypothèse que le biais à terme peut être entièrement expliqué par diverses primes de risque associées aux facteurs communs.

B. Equations de régressions

Les hypothèses de l'APT sont supposées satisfaites,¹² de sorte qu'il est possible de tester empiriquement l'équation résultant du modèle de portefeuille ci-dessus en introduisant les variables explicatives de l'équation (8) comme facteurs communs dans le modèle multifactoriel, et en utilisant les méthodes de régression habituelles sur des séries chronologiques. Le modèle multifactoriel générant les anticipations des agents concernant le rendement du taux de change à terme sur la devise *j* s'écrit alors, sous forme matricielle et de manière *ex post*:

$$\underline{r}_j = \underline{a}_{j0} + \underline{\delta} \underline{b}_j + \underline{\varepsilon}_j \quad (9)$$

12. Notamment l'hypothèse de rationalité intertemporelle qui permet, entre autre, de tester la théorie *ex ante* en examinant des données *ex post*.

avec $\underline{r}_j$ le vecteur des rendements sur la devise j à terme,¹³ $\underline{1}$ le vecteur unité, $\underline{b}_j$ le vecteur des pondérations des facteurs associées à la devise j , $\underline{\delta}$ la matrice composée des vecteurs des facteurs communs i à tous les taux de change considérés ($\underline{\delta}_i$ pour $i=1, \dots, 4$), $\underline{\varepsilon}_t$ le terme résiduel, et avec en t :

$$\begin{aligned} r_{j,t} &= (\ln s_{t+n}^j - \ln f_t^j) \\ \delta_{1,t} &= (\phi_{t+n}^j - \phi_{t+n}^{\$}) \text{ où } \phi_{t+n}^j = y_{t+n}^j - \pi_t^j \\ \delta_{2,t} &= \Pi_t = \{(x - \alpha)V(\Delta s_{t+n}^j) - \alpha \text{Cov}(\Delta s_{t+n}^j; \pi_{t+n}^j) - (1 - \alpha)\text{Cov}(\Delta s_{t+n}^j; \pi_{t+n}^{US})\} \\ \delta_{3,t} &= (B_{t+n}^j - B_{t+n}^{\$}) \\ \delta_{4,t} &= (i_{t+n}^j - i_{t+n}^{\$}) \end{aligned}$$

où s_{t+n}^j représente le taux de change spot à l'époque $t+n$ de la devise j cotée à l'incertain par rapport au dollar et f_t^j est le taux de change j à terme coté en t et d'échéance $t+n$. Afin de tester la spécification de l'estimateur de la prime de pays, le vecteur $\underline{\delta}_1$ peut être remplacé par $\underline{\delta}_5$, $\underline{\delta}_6$ ou $\underline{\delta}_7$ dans la matrice $\underline{\delta}$ de l'équation (9), avec, en t :¹⁴

$$\begin{aligned} \delta_{5,t} &= \left(\frac{\text{Dette}_t^j}{\text{PNB}_t^j} - \frac{\text{Dette}_t^{\$}}{\text{PNB}_t^{\$}} \right) \\ \delta_{6,t} &= \left(\frac{\text{Inv. Bru}_t^j}{\text{PNB}_t^j} - \frac{\text{Inv. Bru}_t^{\$}}{\text{PNB}_t^{\$}} \right) \\ \delta_{7,t} &= \left(\frac{\text{CpteCr}_t^j}{\text{PNB}_t^j} - \frac{\text{CpteCr}_t^{\$}}{\text{PNB}_t^{\$}} \right) \end{aligned}$$

Une fois les facteurs communs importants et leurs pondérations respectives identifiés, l'équation de l'APT peut être testée grâce à des régressions en coupes transversales dans le but de déterminer les primes λ_i associées à chaque facteur commun. Ces régressions ont la forme suivante:

$$\bar{r} = \underline{1}\lambda_0 + \hat{\underline{b}} \underline{\lambda} + e \quad (10)$$

avec $\bar{r}$ le vecteur (8x1) des moyennes des $\underline{r}_j$ sur l'échantillon pour chacun des 8 pays, $\hat{\underline{b}}$ la matrice (8x4) composée des vecteurs des pondérations estimées précédemment pour chacun des 8 pays $\underline{b}_i$ avec $i=1, \dots, 4$, et $\underline{\lambda}$ le vecteur (4x1) des primes associées aux

13. Le biais à terme $r_j = \ln s_{t+n}^j - \ln f_t^j \approx (s_{t+n}^j - f_t^j) / f_t^j$ peut être considéré comme le rendement de la spéculation à terme sur la devise j . Les deux expressions biais à terme et rendement sur la devise à terme sont dès lors synonymes dans cette étude.
14. A cause d'un manque de données sur les taux des euro-obligations à long terme, il n'a pas été possible de tester la spécification utilisant comme estimateur de la prime de risque-pays le différentiel de rendement entre obligations gouvernementales et euro-obligations à long terme.

différents facteurs. La forme de l'équation (10) suppose implicitement la stationnarité des r_j dans le temps. Les résultats des régressions (9) et (10) en utilisant les différents estimateurs de la prime de pays sont décrits dans la section suivante.

3. ETUDE EMPIRIQUE

A. Données

Cette étude empirique utilise des données mensuelles sur une période de 18 ans (1975-1992) pour huit devises (livre sterling, dollar canadien, franc français, mark, lire, yen, florin et franc suisse) cotées à l'incertain par rapport au dollar.¹⁵ L'équation de régression (9) est évaluée sur la période 1981-1992. Les données des 6 premières années de l'échantillon total ne sont utilisées que pour calculer les variances et covariances dans la variable $\delta_{2,t}$ en dehors de l'échantillon de régression (*out-of-sample*). Cette démarche permet de tester l'équation (9) *ex post* avec des données que l'investisseur connaît à la date t . La proportion de la richesse investie dans les titres étrangers, x , est approximée par le rapport entre les investissements nets américains à l'étranger divisés par le nombre de pays j observés d'une part, et le total des investissements bruts américains d'autre part.¹⁶ La part de la consommation américaine allouée aux produits du pays étranger j , α_j , est calculée en divisant les importations des Etats-Unis en provenance de j par la consommation américaine totale. Dans l'étude empirique, f_j^t est le taux de change à 3 mois à l'époque t de la devise j cotée à l'incertain par rapport au dollar et B_{j+n}^t représente le taux de rendement sur les bons du trésor j à 3 mois.

B. Tests du modèle multifactoriel

Afin de remédier au problème d'autocorrélation des erreurs survenant lorsque la régression (9) est estimée avec la méthode des moindres carrés ordinaires (m.c.o.),¹⁷ les diverses variantes de la régression (9) ont été testées en utilisant la procédure Cochrane-

15. Voir Annexe 2.

16. Cette définition implique une valeur x identique pour chacun des pays de l'échantillon, à cause de l'absence de données sur la destination des investissements américains. PARK (1984) approxime x par le rapport de la masse monétaire américaine sur la somme des masses monétaires américaine et du pays j convertie en US\$. Cela conduit à des valeurs x différentes pour chacun des pays. La régression (9) a été calculée successivement avec les deux définitions de x ; bien que les valeurs obtenues pour x soient distinctes, les résultats des régressions sont pratiquement identiques. Les résultats présentés ci-dessous ont été obtenus en utilisant le rapport des investissements américains.

17. Voir Annexe 3.

Orcutt. Les résultats de la régression (9) sur la période 1981-1992 sont reportés dans le tableau 1.

Parmi les différents facteurs communs utilisés dans la régression, le différentiel de rendement des bons du trésor, δ_3 et le différentiel d'intérêt sur eurodevises, δ_4 , semblent être les plus significatifs, tandis que le facteur lié au risque de taux de change et aux taux d'inflation, δ_2 , n'est significatif au seuil critique de 0.10 pour aucun des pays. Pour quatre pays (D, JAP, NED, CH), l'hypothèse que tous les coefficients des facteurs communs sont nuls ne peut être rejetée, ce qui laisse supposer que les facteurs communs identifiés ne sont pas les plus explicatifs, ou que la combinaison entre eux n'est pas la meilleure, ou encore que les coefficients ne sont pas stables. Le coefficient lié au différentiel de prime de pays, $\hat{b}_1$, n'est significativement négatif que pour le Royaume-Uni. Etant donné que sur la période considérée, le différentiel de prime de pays est en moyenne négatif – signifiant que le rendement réel des obligations du gouvernement du Royaume-Uni est inférieur à celui des obligations du gouvernement américain – l'influence de δ_1 conju-

Tableau 1: $r_j = \hat{a}_0 + \hat{b}_1\delta_1 + \hat{b}_2\delta_2 + \hat{b}_3\delta_3 + \hat{b}_4\delta_4$, sur 1981-1992

Pays	$\hat{a}_0$	$\hat{b}_1$	$\hat{b}_2$	$\hat{b}_3$	$\hat{b}_4$	R^2 ajusté	D-W
UK	-0.0626* (-2.872)	-0.0116* (-1.955)	0.2222 (0.730)	0.0115 (1.129)	0.0035 (0.386)	0.5687	1.7334
CAN	-0.0219* (-3.129)	-0.0005 (-0.276)	-0.0693 (0.223)	0.0085* (2.902)	-0.0001 (-0.031)	0.4274	2.0496
FR	-0.0113 (-0.314)	0.0055 (0.947)	-0.3856 (-0.930)	-0.0087 (-1.570)	0.0041* (2.093)	0.5668	1.8166
D	-0.0257 (-0.690)	-0.0010 (-0.118)	-0.6419 (-1.013)	-0.0056 (-0.717)	0.0068 (0.888)	0.5180	1.7499
I	0.0012 (0.023)	-0.0055 (-1.129)	-0.6133 (-1.610)	-0.0113* (-2.203)	0.0063* (1.784)	0.5837	1.8361
JAP	0.0215 (1.387)	0.0073 (1.156)	0.1581 (0.852)	0.0077 (0.852)	0.0007 (0.088)	0.5163	1.7353
NED	-0.0224 (-0.700)	-0.0004 (-0.062)	-0.4828 (-0.915)	0.0035 (0.382)	0.0007 (0.082)	0.5354	1.7780
CH	-0.0307 (-0.702)	-0.0042 (-0.592)	-0.4574 (-0.824)	0.0107 (1.000)	-0.0051 (-0.527)	0.5363	1.6490

Note: la statistique t des différents coefficients figure entre parenthèses.

* les coefficients calculés sont significatifs au seuil critique de 0.10.

guée à sa pondération est positive sur le biais à terme. Autrement dit, plus le rendement réel des obligations du gouvernement américain augmente, toutes choses restant égales par ailleurs, plus le biais à terme augmente, c'est-à-dire plus le taux à terme £/\$ devient relativement faible, traduisant des anticipations de hausse du dollar à terme au détriment de la livre à terme.

Le différentiel de rendement des bons du trésor, δ_3 , est faiblement significatif pour le Canada et l'Italie. Le rendement des bons du trésor de ces deux pays a été supérieur en moyenne à celui des bons du trésor américain. Pour le Canada, l'impact de δ_3 et de sa pondération est positif sur le biais à terme, ce qui signifie que les anticipations concernant le dollar canadien à terme vis-à-vis du dollar sont à la baisse, malgré un rendement plus élevé sur les bons du trésor canadien que sur ceux des Etats-Unis. Apparemment, d'autres considérations sont à prendre en compte dans ce cas précis pour justifier l'influence de δ_3 sur le biais du taux à terme. Pour l'Italie, l'impact de δ_3 et de sa pondération est négatif sur le biais à terme. Le rendement supérieur des bons du trésor italien génère un accroissement du taux à terme Lire/\$. Le coefficient lié au différentiel d'intérêt sur eurodevise, δ_4 , est faiblement significatif pour la France et l'Italie. Pour ces deux pays, le taux eurodollar a été en moyenne supérieur à leur taux eurodevise respectifs. Dans les deux cas, l'influence de δ_4 et de sa pondération est positive sur le biais à terme, ce qui signifie que les anticipations des investisseurs sont à la baisse pour le franc français et la lire à terme. De manière générale, tous les coefficients significatifs diffèrent statistiquement d'un pays à l'autre, sauf le coefficient $\hat{\delta}_4$ pour la France et l'Italie. De plus, le différentiel de prime de pays, δ_1 , et le risque lié aux taux de change et d'inflation, δ_2 , ne semblent jouer apparemment aucun rôle important dans l'explication du biais à terme.

Afin de déterminer si l'absence de significativité du différentiel de prime de pays est due à la période choisie, l'échantillon de régression a été subdivisé au point de retournement du dollar,¹⁸ créant ainsi deux sous-périodes dont la première correspond à une tendance haussière du dollar (jan.1981-fév.1985) et la seconde à une tendance baissière du dollar (mar.1985-oct.1992). Les résultats fournis par l'équation (9) sur ces deux sous-périodes sont reportés dans le tableau 2.

18. Sur la période 1981-1992, le dollar a atteint son maximum vis-à-vis des huit devises en février 1985.

Tableau 2: $r_j = \hat{a}_0 + \hat{b}_1\delta_1 + \hat{b}_2\delta_2 + \hat{b}_3\delta_3 + \hat{b}_4\delta_4$

Pays	$\hat{a}_0$	$\hat{b}_1$	$\hat{b}_2$	$\hat{b}_3$	$\hat{b}_4$	R^2 ajusté	$D-W$
a. Sur la période 1981: 1 - 1985: 2							
UK	-0.0633* (-2.360)	-0.0133 (-1.638)	-0.2307 (-0.577)	0.0064 (0.590)	0.0105 (0.961)	0.4792	1.5008
CAN	-0.0273* (-3.888)	0.0033 (1.142)	-1.6548* (-2.049)	0.0080* (2.130)	0.0037 (0.779)	0.3806	2.0338
FR	0.0421 (1.139)	0.0167* (2.374)	0.6945 (0.683)	-0.0133* (-1.999)	0.0049* (2.575)	0.4995	1.8342
D	-0.0420 (-0.958)	0.0005 (0.044)	-0.5613 (-0.526)	-0.0023 (-0.281)	0.0023 (0.248)	0.3464	1.4479
I	-0.0208 (-0.524)	0.0035 (0.691)	0.0349 (0.044)	-0.0074* (-1.671)	0.0100* (3.422)	0.5150	2.0446
JAP	0.0495 (1.196)	0.0093 (1.100)	-0.1880 (-0.687)	0.0057 (0.457)	0.0027 (0.253)	0.4585	1.4367
NED	-0.0262 (-0.788)	-0.0014 (-0.157)	-0.2313 (-0.303)	0.0070 (0.710)	-0.0004 (-0.043)	0.3991	1.4747
CH	-0.1604* (-1.865)	-0.0186 (-1.443)	-0.4463 (-0.626)	-0.0053 (0.462)	-0.0030 (-0.271)	0.4670	1.3151
b. Sur la période 1985: 3 - 1992: 10							
UK	-0.0540 (-1.237)	-0.0084 (-1.019)	0.4269 (0.895)	0.0248 (1.345)	-0.0104 (-0.674)	0.4926	1.6188
CAN	-0.0136 (-1.233)	-0.0060* (-1.941)	-0.1238 (-0.331)	0.0135* (3.152)	-0.0057* (-1.718)	0.4698	1.8802
FR	-0.1349* (-1.722)	-0.0027 (-0.288)	-1.6089* (-2.180)	-0.0006 (-0.060)	0.0025 (0.440)	0.5104	1.8628
D	-0.0060 (-0.093)	-0.0006 (-0.050)	-0.3750 (-0.395)	-0.0071 (-0.337)	0.0068 (0.360)	0.4493	1.8053
I	-0.0062 (-0.073)	-0.0144 (-1.475)	-0.6682 (-1.129)	-0.0002 (-0.019)	-0.0052 (-0.524)	0.5763	1.7878
JAP	0.0225 (1.389)	0.0035 (0.408)	0.8929* (2.818)	0.0112 (0.853)	-0.0007 (-0.049)	0.4931	1.7906
NED	-0.0347 (-0.548)	-0.0014 (-0.135)	-0.6639 (-0.758)	0.5597 (0.279)	-0.0023 (-0.124)	0.4564	1.8500
CH	-0.0547 (-0.738)	0.0022 (0.168)	-1.1473 (-1.034)	0.0286 (1.375)	-0.0164 (-0.874)	0.4920	1.8050

Tableau 2: suite

Pays	$\hat{a}_0$	$\hat{b}_1$	$\hat{b}_2$	$\hat{b}_3$	$\hat{b}_4$	R^2 ajusté	D-W
c. Sur la période 1985: 3 - 1987: 9							
UK	-0.0789* (-1.974)	-0.0456* (-5.222)	-3.0727* (-4.965)	0.0230 (0.958)	0.0250 (1.248)	0.5376	1.7553
CAN	0.0062 (0.335)	-0.0133* (-2.350)	-3.2319* (-2.797)	0.0116 (1.062)	0.0093 (1.039)	0.5083	2.0865
FR	0.0757 (1.270)	-0.0141 (-1.194)	0.0868 (0.169)	-0.0116 (-0.679)	0.0055 (1.064)	0.0718	1.8981
D	0.0403 (0.573)	-1.0301* (-1.730)	-1.0726 (-0.971)	-0.0598 (-1.578)	0.0587* (1.849)	0.1644	1.9839
I	-0.1314 (-0.834)	-0.0206* (-2.710)	-0.6809 (-1.255)	0.0199 (0.731)	-0.0004 (-0.032)	0.2610	1.9391
JAP	-0.9164 (-0.284)	-0.0024 (-0.164)	0.7979 (1.274)	0.0078 (0.322)	-0.0208 (-0.743)	0.2588	2.0445
NED	-0.0002 (-0.005)	-0.0309* (-3.513)	-1.3479* (-2.316)	0.0063 (0.189)	-0.0038 (-0.134)	0.2749	1.8202
CH	-0.0476 (-0.571)	-0.0218* (-1.965)	-1.1158 (-1.136)	-0.0516 (-1.446)	0.0486 (1.520)	0.1186	1.9117

Note: la statistique t des différents coefficients figure entre parenthèses.

* les coefficients calculés sont significatifs au seuil critique de 0.10.

Toutes les variables significatives sur la période 1981-1992 (tableau 1) le sont également sur la première sous-période (1981:1-1985:2), à l'exception du différentiel de prime de pays qui devient non significatif pour le Royaume-Uni. Des coefficients supplémentaires deviennent significatifs sur cette sous-période, mais les pays pour lesquels l'hypothèse de nullité de tous les coefficients n'a pu être rejetée sur la période 1981-1992 conservent cette caractéristique sur la sous-période 1981:1-1985:2. Pour l'ensemble des huit pays, le pouvoir explicatif de la régression (9), mesuré par R^2 ajusté, diminue sensiblement par rapport à celui obtenu sur la totalité de la période 1981-1992. En bref, cette première sous-période est caractérisée par un plus grand nombre de coefficients significatifs, mais moins de pouvoir explicatif et plus d'autocorrélation que sur la période totale.

Tous les coefficients significatifs sur la première sous-période (1981:1-1985:2) deviennent non significatifs sur la deuxième sous-période (1985:3-1992:10), excepté le

différentiel de rendement des bons du trésor qui reste significatif pour le Canada sur la deuxième sous-période. Ainsi quelque soit la devise, à l'exception du dollar canadien mentionné ci-dessus, les variables utiles pour expliquer le biais à terme en période de hausse du dollar diffèrent de celles qui sont significatives en période de baisse du dollar. Lorsque le dollar est à la baisse, le différentiel de rendement des bons du trésor et celui des placements eurodevises deviennent moins importants, au profit de la prime de risque du taux de change et des taux d'inflation. Sommairement présenté, en période de hausse du dollar, les investisseurs se soucient plus des différents rendements sur les marchés alors qu'en période de baisse du dollar, les investisseurs tiennent plutôt compte du risque lié au taux de change et aux taux d'inflation.

Afin de corroborer cette constatation, la régression (9) a été testée sur une troisième sous-période, celle qui commence à la même date que la baisse du dollar et qui se termine juste avant le crash boursier d'octobre 1987 (1985:3-1987:9). Cette sous-période est caractérisée par une baisse quasi-ininterrompue du dollar face aux autres devises et par l'absence de crise économique et politique majeure. Les résultats figurent dans la partie c. du tableau 2. En accord avec la constatation formulée précédemment, les deux différentiels de rendement ne jouent pratiquement plus aucun rôle alors que la prime de risque du taux de change et des taux d'inflation et surtout le différentiel de prime de pays deviennent plus souvent significatifs. D'autre part, les résultats pour l'ensemble des 6 pays pour lesquels $\hat{b}_1$ est significativement négatif montrent que lorsque le rendement réel des obligations du gouvernement j est supérieur en moyenne à son équivalent américain (CAN, D, NED), la devise j à terme s'apprécie par rapport au dollar; inversement, lorsque le rendement réel des obligations du gouvernement américain est supérieur en moyenne à celui du pays j (UK, I, CH), le dollar à terme s'apprécie par rapport à la devise j . Le différentiel de rendement réel des obligations gouvernementales à long terme a donc joué un rôle non négligeable dans l'explication du biais à terme durant cette troisième sous-période. En bref, les différences importantes entre les résultats présentés dans les différents panneaux du tableau 2 témoignent de la forte influence de l'échantillon choisi sur la valeur des coefficients: la significativité des différents facteurs communs semble varier en fonction de la tendance du dollar sur la période observée.

En prenant en considération, d'une part, l'absence de significativité de certains facteurs communs dans le tableau 1 et, d'autre part, l'influence importante de la période observée sur les résultats obtenus, diverses combinaisons des 4 facteurs communs spécifiés précédemment (δ_i pour $i=1, \dots, 4$) ont été testées (11 régressions différentes pour chacun des 8 pays) en faisant varier le nombre de facteur commun de 2 à 4 et en incluant ou non différentes variables muettes dans les régressions.¹⁹ Les deux variables muettes choisies représentent des événements majeurs survenus au cours de la période observée et sont donc susceptibles d'avoir une influence sur le biais: il s'agit du crash boursier

19. Bien que critiquable d'un point de vue économique, cette stratégie de *data mining* permet toutefois de mettre en exergue certaines caractéristiques du modèle de départ.

d'octobre 1987 et du déclenchement de la Guerre du Golfe en janvier 1991. Alors que le crash boursier d'octobre 1987 ne semble avoir aucune influence sur le biais à terme, le déclenchement de la Guerre du Golfe en janvier 1991 est significatif pour la plupart des pays. La régression la plus significative parmi ces diverses combinaisons associe le différentiel de prime de pays, δ_1 , au différentiel de rendement sur les bons du trésor, δ_3 , et à la variable muette représentant le déclenchement de la Guerre du Golfe, δ_D . Les résultats de cette régression sont reportés dans le tableau 3.

Alors que le différentiel de rendement des bons du trésor et le déclenchement de la Guerre du Golfe sont significatifs pour 6 pays sur 8, le différentiel de prime de pays, δ_1 , n'est toujours pas significatif, ou faiblement pour la France. Pour l'ensemble des 8 pays, le déclenchement de la Guerre du Golfe a eu un impact négatif sur le biais à terme en diminuant l'ordonnée à l'origine de la droite de régression. De plus, tous les coefficients significatifs ne sont pas statistiquement différents d'un pays à l'autre. Ainsi dès janvier 1991, le taux de change à terme s'est établi à un niveau supérieur, traduisant une baisse pratiquement identique du dollar à terme vis-à-vis de chacune des autres devises.

Afin de tester la validité de l'approximation sensée représenter la prime de pays, δ_1 a été substituée successivement par les différents facteurs de risque-pays δ_5 , δ_6 et δ_7 . Les résultats obtenus avec le différentiel de proportion de dette par rapport au PNB, δ_5 , sont plutôt décevants: quelque soit le pays, la pondération $\hat{b}_5$ n'est pas significative, laissant supposer que le degré d'endettement par rapport au PNB ne joue aucun rôle dans l'explication du biais à terme. Les mêmes coefficients qui sont significatifs dans le tableau 1 le sont également lorsque δ_1 est remplacé par le différentiel du rapport entre le solde du compte courant et le PNB, δ_7 . De plus, la pondération $\hat{b}_7$ est fortement significative pour la France, l'Italie et le Japon. Enfin, les résultats obtenus avec le différentiel de propension à investir, δ_6 , sont reportés dans le tableau 4.

Tableau 3: $r_j = \hat{a}_0 + \hat{b}_1 \delta_1 + \hat{b}_3 \delta_3 + \hat{b}_D D$, sur 1981-1992

Pays	$\hat{a}_0$	$\hat{b}_1$	$\hat{b}_3$	$\hat{b}_D$	R^2 ajusté	D-W
UK	-0.0544* (-2.589)	-0.0088 (-1.492)	0.0156* (3.789)	-0.0595* (-1.912)	0.5808	1.7492
CAN	-0.0197* (-2.901)	0.0001 (0.055)	0.0084* (4.034)	-0.0134 (-1.536)	0.4406	2.0333
FR	0.0150 (0.756)	0.0092* (1.982)	-0.0018 (-0.396)	-0.0549* (-1.677)	0.5617	1.7955
D	0.0164 (0.973)	0.0053 (0.914)	0.0050 (1.019)	-0.0674* (-1.755)	0.5267	1.7772
IT	0.0768* (2.467)	0.0012 (0.274)	-0.0089* (-2.320)	-0.0571* (-1.729)	0.5799	1.8153
JAP	0.0246* (2.138)	0.0048 (0.823)	0.0101* (2.300)	-0.0386 (-1.310)	0.5228	1.7095
NED	0.0219 (1.463)	-0.0001 (-0.019)	0.0132* (2.469)	-0.0960* (-2.586)	0.5559	1.7899
CH	0.0239 (0.920)	-0.0049 (-0.779)	0.0129* (2.516)	-0.0928* (-2.479)	0.5546	1.6577

Note: la statistique t des différents coefficients figure entre parenthèses.

Etant donné que R^2 est une fonction croissante du nombre de variables explicatives, la comparaison de deux modèles de régression ayant la même variable dépendante mais qui diffèrent par le nombre de variables explicatives nécessite l'utilisation du R^2 ajusté.

* les coefficients calculés sont significatifs au seuil critique de 0.10.

Pour l'Allemagne, l'Italie et le Japon, le différentiel de propension à investir a eu un impact significativement négatif sur le biais à terme. Dans chacun de ces pays, la propension à investir est plus forte en moyenne qu'aux Etats-Unis (particulièrement pour le Japon). Conformément à l'intuition économique, les résultats montrent que plus la propension à investir d'un pays étranger j est forte par rapport à celle des Etats-Unis, plus le taux de change à terme est poussé vers le haut, c'est-à-dire plus la devise du pays j à terme s'apprécie par rapport au dollar. En résumé, dans la mesure où les facteurs de risque-pays ne sont pas tous nettement plus significatifs que la prime de pays définie initialement et où le pouvoir explicatif de la régression et le *Durbin-Watson* sont quasiment équivalents d'une régression à l'autre, il est difficile de conclure à une mauvaise spécification de la prime de pays lorsque celle-ci est approximée par δ_1 .

Tableau 4: $r_j = \hat{a}_0 + \hat{b}_6\delta_6 + \hat{b}_2\delta_2 + \hat{b}_3\delta_3 + \hat{b}_4\delta_4$, sur 1981-1992

Pays	$\hat{a}_0$	$\hat{b}_6$	$\hat{b}_2$	$\hat{b}_3$	$\hat{b}_4$	R^2 ajusté	D-W
UK	-0.0340 (-1.574)	-0.9158 (-1.139)	0.0219 (0.062)	0.0111 (1.078)	0.0031 (0.335)	0.5614	1.7033
CAN	-0.0179* (-1.924)	-0.1687 (-0.585)	-0.1280 (-0.291)	0.0082* (2.578)	0.0005 (0.163)	0.4262	2.0324
FR	0.0368 (0.722)	-1.4119 (-1.518)	-0.7972* (-2.399)	-0.0042 (-0.778)	0.0038* (1.936)	0.5705	1.7883
D	0.0535 (1.013)	-1.6576* (-1.701)	-0.7852 (-1.632)	-0.0019 (0.242)	0.0078 (1.137)	0.5277	1.6957
I	0.0924 (1.387)	-2.2163* (-2.540)	-0.6762* (-2.855)	-0.0053 (-1.072)	0.0088* (2.882)	0.5821	1.9854
JAP	0.1638* (1.997)	-0.7306* (-1.766)	-0.1897 (-0.839)	0.0080 (0.890)	0.0027 (0.348)	0.5214	1.6836
NED	0.0167 (0.604)	-0.4772 (-0.569)	-0.1569 (-0.334)	0.0065 (0.717)	0.0042 (0.519)	0.5506	1.8185
CH	-0.0473 (-0.893)	0.3257 (0.822)	-0.2412 (-0.429)	0.0088 (0.819)	-0.0057 (-0.587)	0.5376	1.6570

Note: la statistique t des différents coefficients figure entre parenthèses.

Pour l'Italie, la régression porte sur la période 1981:1-1990:9.

* les coefficients calculés sont significatifs au seuil critique de 0.10.

Néanmoins, lorsque le différentiel d'un indicateur de dynamisme de pays δ_6 ou δ_7 est substitué à δ_1 , les pondérations $\hat{b}_6$ et $\hat{b}_7$ sont plus fréquemment et plus fortement significatives que $\hat{b}_1$. Ainsi sur la période 1981-1992, la comparaison entre les perspectives de croissance macro-économiques d'un pays étranger j et celles des Etats-Unis semble plus importante, pour expliquer le biais à terme, que la comparaison des taux de rendement réels des obligations des deux gouvernements respectifs, ou encore que la comparaison de leur niveau d'endettement respectif.

C. Equation de l'APT

Après avoir déterminé les pondérations des différents facteurs communs, l'équation de l'APT *ex post*, c'est-à-dire la régression (10) en coupe transversale, a été testée dans le but d'identifier les primes λ_i liées aux facteurs communs i . Les différentes primes obtenues avec une méthode des moindres carrés robuste à l'hypothèse d'hétéroscédas-

ticité sont reportées dans le tableau 5. Le tableau 5 présente donc la décomposition du biais à terme en plusieurs primes de risque associées aux divers facteurs communs.

Le nombre de primes de risque obtenues ci-dessus sur la base du modèle à k -facteurs, dont on a fait varier successivement le nombre de facteurs communs de 2 à 5 et retenu les résultats les plus significatifs, diffère de celui obtenu par COSSET (1984). Alors que COSSET (1984) estime que «deux facteurs communs sont suffisants pour générer les rendements des taux de change à terme [...]», les données utilisées ici suggèrent plutôt, comme l'étude de ROLL et ROSS (1980) pour les rendements sur action, qu'au moins 3 facteurs voire 4 sont indispensables pour décrire le biais à terme. Dès lors, aucune comparaison entre les primes de risque identifiées par COSSET (1984) et celles présentées ici n'est possible.

Tableau 5: $\bar{r}_j = \hat{\lambda}_0 + \hat{\lambda}_1 \hat{b}_1^j + \hat{\lambda}_2 \hat{b}_2^j + \hat{\lambda}_3 \hat{b}_3^j + \hat{\lambda}_4 \hat{b}_4^j$, sur 8 pays

Période d'estimation	$\hat{\lambda}_0$	$\hat{\lambda}_1$	$\hat{\lambda}_2$	$\hat{\lambda}_3$	$\hat{\lambda}_4$	R^2	F
1981-1992	0.0046* (2.853)	0.1759* (1.950)	0.0066* (2.817)	-0.4777* (-2.701)	-0.3296 (-1.459)	0.8330	3.7421
1981:1-1985:2	-0.0378* (-16.377)	0.7173* (4.155)	-0.0144* (-4.288)	-0.0835 (-0.209)	0.3884 (0.926)	0.8008	3.0144
1985:3-1992:10	0.0203* (10.157)	0.1341 (0.415)	-0.0013 (-1.223)	-0.1555 (-0.423)	0.0165 (0.031)	0.2801	0.2918
1985:3-1987:9	0.0422* (21.143)	-1.0317* (-12.536)	0.0143* (14.694)	0.0022 (0.026)	-0.0120 (-0.114)	0.9603	18.1448

Note: la statistique t des différents coefficients figure entre parenthèses.

* les coefficients calculés sont significatifs au seuil critique de 0.10.

Les présomptions formulées précédemment concernant l'influence prépondérante d'un facteur plutôt que d'un autre en fonction de la tendance du dollar ne semblent pas être confirmées sur la base de la significativité des primes. Effectivement, que la tendance du dollar soit à la hausse (période 1981:1-1985:2) ou à la baisse (période 1985:3-1987:9), les primes sont significatives pour les mêmes facteurs communs. La tendance du dollar a toutefois une influence sur les résultats du tableau 5: les signes des primes obtenus en période de hausse du dollar (1981:1-1985:2) sont exactement l'opposé de ceux obtenus en période de baisse du dollar (1985:3-1987:9). De manière générale, toutes les primes de risque significatives sont statistiquement différentes d'une période à l'autre. Corroborant les résultats de nombreuses études, on peut donc affirmer que les primes de risque fluctuent avec le temps. Quelque soit la période observée, excepté pour la période 1985:3-1992:10, les statistiques R^2 sont relativement élevées. Ces résultats montrent que les facteurs communs δ_i pour $i=1, \dots, 4$ ont un pouvoir explicatif important pour l'ensemble des huit devises.

Enfin, l'hypothèse nulle d'absence de prime de risque est rejetée pour l'équation de l'APT basée sur le modèle multifactoriel initial, l'équation (9) sur la période 1981-1992. Ce résultat corrobore celui de COSSET (1984) qui conclut à l'existence de primes de risque pour expliquer le biais à terme. Toutefois cette conclusion doit être nuancée: suivant la sous-période observée (1985:3-1992:10), on ne peut rejeter l'hypothèse que toutes les primes de risque sont nulles, ce qui laisse supposer que si les primes de risque décrites ici jouent un rôle important dans l'explication du biais à terme, il doit exister d'autres facteurs explicatifs, plus ou moins influents en fonction de la période choisie.

D. Procédure Fama-McBeth

La procédure utilisée précédemment pour déterminer les primes de risque souffre de deux critiques: elle suppose la stationnarité des $r_{j,t}$ dans le temps, hypothèse qui semble ne pas être satisfaite, et elle semblerait biaisée en estimant des primes de risque différentes de zéro pour des facteurs dont la «vraie» prime devrait être nulle.²⁰ C'est pourquoi une variante de la procédure Fama-McBeth (FMB) a été utilisée pour estimer à nouveau les différentes primes de risque. Cette procédure s'effectue en quatre étapes. Premièrement, les pondérations des facteurs communs sont estimées avec le modèle (9) sur une période $T=48$ mois. Deuxièmement, les pondérations obtenues sont introduites dans la régression en coupes transversales:

$$Tr_j^{T+1} = \lambda_0 + \hat{b} \lambda + e \quad (11)$$

où Tr_j^{T+1} est le biais à terme du mois suivant la fin de la période d'estimation de la première étape, afin d'obtenir les primes associées aux facteurs communs. Troisièmement, la période d'estimation des pondérations est décalée d'une année et les deux premières étapes sont répétées pour cette nouvelle période. Enfin quatrièmement, chacune des primes associées aux différents facteurs communs est obtenue pour la période totale (1981-1992) en faisant la moyenne des 9 primes calculées précédemment. Les différentes primes obtenues en utilisant cette procédure sont reportées dans le tableau de l'annexe 4.

Quatre primes sont statistiquement différentes de zéro lorsqu'elles sont estimées sur la période 1981-1992 par la procédure initiale avec la régression en coupe transversale (Tableau 5), alors qu'en utilisant la procédure FMB, une seule prime est statistiquement non nulle. La seule prime qui soit significative, indépendamment de la procédure utilisée, est celle liée au facteur commun δ_3 . $\hat{\lambda}_3$ et $\hat{\lambda}_3$ sont en outre de même signe et de même ordre de grandeur. De plus, le pouvoir explicatif des coefficients est plus faible lorsque ceux-ci sont estimés par la procédure FMB plutôt que par la procédure initiale. En bref,

20. Voir ROLL et ROSS (1980) pour cette deuxième critique.

ces résultats corroborent la critique de ROLL et ROSS (1980) à l'égard de la procédure initiale: celle-ci semble surestimer le nombre de primes significatives.

4. CONCLUSION

Cette étude suppose que le biais existant entre le taux de change à terme d'une devise et le taux spot futur correspondant peut être explicité par différentes primes de risque en utilisant l'APT. Dans un premier temps, quatre facteurs susceptibles d'influencer le biais à terme et communs à huit devises principales ont été spécifiés grâce à un modèle de portefeuille incluant une prime de risque-pays et conduit de manière *ex ante*. Ces facteurs communs sont les suivants: le différentiel de prime de risque-pays, un facteur de risque lié aux fluctuations du taux de change et des taux d'inflation, le différentiel de rendement sur les bons du trésor à 3 mois et enfin le différentiel de rendement sur les eurodevises à 3 mois. Chacun de ces facteurs est connu de l'investisseur en début de période.

Dans une deuxième phase, le modèle multifactoriel a été testé *ex post*, sur une période de 12 ans.²¹ Les résultats obtenus sont décrits ci-dessous. Premièrement, 3 à 4 facteurs communs semblent indispensables pour expliquer le biais à terme. Deuxièmement, les pondérations significatives des divers facteurs communs sont statistiquement différentes d'un pays à l'autre. De plus, la significativité des facteurs communs fluctue selon la période observée et plus précisément en fonction de la tendance du dollar. Lorsque le dollar est à la hausse, les différentiels de rendement des bons du trésor et des eurodevises sont les plus significatifs, alors qu'en cas de baisse du dollar, les facteurs liés au risque-pays et au risque de fluctuations du taux de change et des taux d'inflation deviennent prépondérants. Troisièmement, si le crash de 1987 ne semble pas avoir influencé notablement le biais à terme, dès janvier 1991, date du déclenchement de la Guerre du Golfe, le biais à terme s'est établi à un niveau globalement inférieur pour l'ensemble des devises. Enfin, même si certains facteurs macro-économiques semblent plus pertinents, il est difficile de conclure à une mauvaise spécification de la prime de risque-pays lorsque celle-ci est approximée par le rendement réel des obligations gouvernementales à long terme.

Dans une troisième phase, les primes associées aux différents facteurs communs dans l'équation de l'APT ont été déterminées en effectuant des régressions en coupe transversale sur les différentes pondérations obtenues pour les huit pays. Le pouvoir explicatif de ces dernières régressions est plus élevé. Les facteurs communs spécifiés grâce au modèle de portefeuille semblent donc jouer, par l'intermédiaire des pondérations et des primes qui y sont associées, un rôle relativement important pour expliquer le biais à

21. Il faut noter que la non-signification de plusieurs coefficients observée dans les tableaux 1 à 4 est peut être due à la nature linéaire du modèle testé.

terme. De plus, pour trois périodes sur quatre, l'hypothèse nulle d'absence de prime de risque variant avec le temps est rejetée.

Afin de savoir si le modèle multifactoriel (10) inclut la totalité des influences systématiques sur le biais à terme, un indice du rendement sur différentes devises pourrait être rajouté dans le modèle en faisant l'hypothèse que toutes les variables systématiques susceptibles d'influencer le biais à terme sont intégrées à l'indice. De plus, pour déterminer plus précisément l'influence des pays et du temps sur chacune des primes de risque, une étude plus approfondie pourrait être menée grâce à des *panels*, combinaisons de données en coupes transversales étudiées à travers le temps.

ANNEXE 1

Soit la fonction à maximiser:

$$\text{Max } \Psi \{E(\tilde{W}_{t+n}) ; V(\tilde{W}_{t+n})\}$$

En différenciant par rapport à x ,

$$\begin{aligned} \frac{d\Psi}{dx} &= \frac{\partial\Psi}{\partial E(\tilde{W}_{t+n})} \cdot \frac{dE(\tilde{W}_{t+n})}{dx} + \frac{\partial\Psi}{\partial V(\tilde{W}_{t+n})} \cdot \frac{dV(\tilde{W}_{t+n})}{dx} = 0 \\ &= \Psi_E \frac{dE}{dx} + \Psi_V \frac{dV}{dx} = 0 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Psi_E W_t (B_{t+n}^j - B_{t+n}^s + E\Delta\tilde{s}_{t+n} - \phi_{t+n}^j + \phi_{t+n}^s) + \Psi_V 2W_t^2 \{ (x - \alpha)V(\Delta\tilde{s}_{t+n}) \\ - \alpha\text{Cov}(\Delta\tilde{s}_{t+n} ; \tilde{\Pi}_{t+n}) - (1 - \alpha)\text{Cov}(\Delta\tilde{s}_{t+n} ; \tilde{\pi}_{t+n}^{US}) \} = 0 \end{aligned}$$

En arrangeant les termes,

$$\begin{aligned} B_{t+n}^j - B_{t+n}^s + E\Delta\tilde{s}_{t+n} - \phi_{t+n}^j + \phi_{t+n}^s &= -2W_t \frac{\Psi_V}{\Psi_E} \{ (x - \alpha)V(\Delta\tilde{s}_{t+n}) \\ &\quad - \alpha\text{Cov}(\Delta\tilde{s}_{t+n} ; \tilde{\pi}_{t+n}^j) - (1 - \alpha)\text{Cov}(\Delta\tilde{s}_{t+n} ; \tilde{\pi}_{t+n}^{US}) \} \end{aligned}$$

En notant $\theta = -2W_t \Psi_V / \Psi_E$, on obtient l'équation (6).

ANNEXE 2

La plupart des données utilisées dans cette étude ont été obtenues par l'intermédiaire des services économiques de l'Union de Banque Suisse (Genève) et de la Société de Banque Suisse (Bâle); les données restantes ont été relevées directement dans le *Survey of Current Business*. Sur la période 1981-1992, les taux de change spot et à terme sont ceux du début du mois (pour le Canada et le Japon, ces taux sont disponibles sur 1984-1992). Les taux de change pour 1975-1980 (respectivement 1983) sont ceux de la fin du mois précédent. La périodicité est mensuelle. Pour les pays ne disposant pas de relevés mensuels ni trimestriels de leur dette, celle-ci a été approximée en additionnant l'ensemble des déficits budgétaires du pays concerné depuis 1960 (CAN, NED et UK). Enfin, une répartition linéaire sur 12 mois de la variation de la dette annuelle a été effectuée pour la Suisse et le Japon et chacune de ces variations «mensuelles» a été ajoutée successivement au dernier montant de la dette connu. Pour le calcul d'alpha, α , les relevés des importations des Etats-Unis en provenance des Pays-Bas qui manquaient pour la période 1981-1988 ont été complétés de la manière suivante: la moyenne de la proportion des importations américaines en provenance des Pays-Bas par rapport aux mêmes importations en provenance de l'Italie a été calculée sur la période disponible de 1989-1992 (0.4088) puis multipliée par les importations en provenance de l'Italie afin d'obtenir les importations en provenance des Pays-Bas. Pour la Suisse, il a été supposé que ses exportations vers les Etats-Unis sont les mêmes que celles des Pays-Bas. Suivant le pays observé, B_{t+n}^j représente le rendement sur les bons du trésor à 3 mois (CAN, UK, US), le rendement sur dépôt interbancaire à 3 mois (CH, D, FR, I, NED) ou encore le *call money rate* pour le Japon.

ANNEXE 3

Statistiques *Durbin-Watson* de
 $r_j = \hat{a}_{j0} + \hat{b}_{j1}\delta_1 + \hat{b}_{j2}\delta_2 + \hat{b}_{j3}\delta_3 + \hat{b}_{j4}\delta_4$
 sur 1981-1992 estimée avec les m.c.o.

	UK	CAN	FR	D	I	JAP	NED	CH
D-W	0.7103	0.8833	0.5451	0.6027	0.5489	0.7235	0.5796	0.5709

ANNEXE 4

Procédure Fama-McBeth, pour 8 pays

Période d'estimation	$\bar{\lambda}_0$	$\bar{\lambda}_1$	$\bar{\lambda}_2$	$\bar{\lambda}_3$	$\bar{\lambda}_4$	$\bar{R}^2 a.$
1981-1992	-0.0026 (-0.136)	0.1512 (0.263)	-0.0003 (-0.022)	-0.6641* (-1.883)	-0.3083 (-0.421)	0.6316 (0.189)b.

Note: la statistique t des différents coefficients figure entre parenthèses.

Elle est calculée de la manière suivante:

$$t(\bar{\lambda}_k) = \frac{\bar{\lambda}_k}{\sigma(\hat{\lambda}_k) / \sqrt{N}}$$

* les coefficients calculés sont significatifs au seuil critique de 0.10.

a. $\bar{R}^2$ est la moyenne des R^2 calculés sur 9 périodes.

b. La valeur reportée ici représente l'écart-type des R^2 .

REFERENCES

- BACHMAN, DANIEL: The effect of political risk on the forward exchange bias: the case of elections, *Journal of International Money and Finance*, 1992, 11, pp. 208-219.
- BROILLET, PHILIPPE: Spécification empirique des facteurs de l'APT sur le marché suisse des actions, *Revue Suisse d'Economie Politique et de Statistique*, 1991, 127, pp. 491-510.
- COSSET, JEAN-CLAUDE: On the presence of risk premiums in foreign exchange markets, *Journal of International Economics*, 1984, 16, pp. 139-154.
- DOMINGUEZ, KATHRYN M.: Are foreign exchange forecasts rational?, *Economics Letters*, 1986, 21, pp. 277-281.
- DOOLEY, MICHAEL P. and PETER ISARD: The portfolio-balance model of exchange rates and some structural estimates of the risk premium, *International Monetary Fund*, 1983, DM/83/20, pp. 683-702.

- EDWARDS, SEBASTIAN: Country risk, foreign borrowing and the social discount rate in an open developing economy, *Journal of International Money and Finance*, 1986, 5, pp. S79-96.
- FAMA, EUGÈNE F.: Forward and spot exchange rates, *Journal of Monetary Economics*, 1984, 14, pp. 319-338.
- FRANKEL, JEFFREY A.: In search of the exchange risk premium: a six-currency test assuming mean-variance optimization, *Journal of International Money and Finance*, 1982, 1, pp. 255-274.
- FRANKEL, JEFFREY A. and KENNETH A. FROOT: Using survey data to test standard propositions regarding exchange rate expectations, *The American Economic Review*, Mars 1987, 77, pp. 133-153.
- FROOT, KENNETH A. and JEFFREY A. FRANKEL.: Forward discount bias: is it an exchange risk premium?, *The Quarterly Journal of Economics*, 1989, 104, pp. 139-161.
- HODRICK, ROBERT J. and SANJAY SRIVASTAVA: An investigation of risk and return in forward foreign exchange, *Journal of International Money and Finance*, 1984, 3, pp. 5-29.
- HODRICK, ROBERT J. and SANJAY SRIVASTAVA: The covariation of risk premiums and expected future spot exchange rates, *Journal of International Money and Finance*, 1986, 5, pp. 5-21.
- LEVINE, ROSS: An international Arbitrage Pricing Model with PPP deviations, *Economic Inquiry*, 1989, pp. 587-599.
- PARK, KEEHWAN: Tests of the hypothesis of the existence of risk premium in the foreign exchange market, *Journal of International Money and Finance*, 1984, 3, pp. 169-178.
- ROLL, RICHARD and STEPHEN A. ROSS: An empirical investigation of the APT, *Journal of Finance*, 1980, 35, pp. 1073-1100.
- SOLNIK, BRUNO: International arbitrage pricing theory, *Journal of Finance*, 1983, 38, pp. 449-457.
- SOLNIK, BRUNO and RICHARD ROLL: *Système monétaire international et risque de change*, Paris, Economica, 1978.
- TAYLOR, MARK P.: Covered interest parity: a high-frequency, high-quality data study, *Economica*, 1987.
- WOLFF, CHRISTIAN C.P.: Forward foreign exchange rates, expected spot rates, and premia: a signal-extraction approach, *Journal of Finance*, 1987, 42, pp. 395-406.

ZUSAMMENFASSUNG

Dieser Artikel verbindet das Portfolio Modell mit der APT, um die gemeinsamen Faktoren zu bestimmen, die die *Expost* Differenz zwischen dem Termin- und künftigen Kassakurs einer Währung erklären. Das Portfolio Modell erlaubt die Terminabweichung in vier Risikoprämien aufzugliedern, die mit folgenden Faktoren zusammenhängen:

Länderrisiko, Wechselkursrisiko, Renditedifferential bei Schatzanweisungen und Renditedifferential bei Eurodevisen. Ein ökonometrischer Test, der für die Jahre 1981-1992 für acht Devisen durchgeführt wurde, erlaubt, die Nullhypothese der Unabhängigkeit zwischen Terminabweichung und Risikoprämien zu verwerfen. Allerdings scheint der Einfluss der Risikoprämien auf Zeit je nach der Orientierung des Dollarkurses variabel zu sein.

SUMMARY

This article combines a portfolio model and the APT to determine common factors explaining the bias observed *ex post* between the forward exchange rate and the future spot rate of the same currency. The model allows us to decompose the forward exchange bias into four risk premiums connected to the following factors: country risk, exchange risk, the return differential on Treasury bills, and the return differential on eurocurrency deposits. An econometric test performed for eight currencies over the period 1981-1992 leads to reject the null hypothesis of independence between the forward exchange bias and the risk premiums. However, the influence of the risk premiums seems to vary over time, depending on whether the value of the dollar rises or declines on the foreign exchange market.

RESUME

Cet article combine un modèle de portefeuille et l'approche de l'APT pour déterminer des facteurs communs expliquant l'écart observé *ex post* entre le cours à terme d'une devise et son cours au comptant futur. Le modèle de portefeuille permet de décomposer le biais à terme en quatre primes de risque liées aux facteurs suivants: le risque-pays, le risque de change, le différentiel de rendement sur bons du Trésor, et le différentiel de rendement sur euro-devises. Un test économétrique réalisé pour huit devises sur la période 1981-1992 permet de rejeter l'hypothèse nulle d'indépendance entre le biais à terme et les primes de risque. Toutefois, l'influence de ces primes de risque semble être variable dans le temps, suivant l'orientation à la hausse ou à la baisse du dollar sur le marché des changes.