



AVERTISSEMENT

Ce document est le fruit d'un long travail approuvé par le jury de soutenance et mis à disposition de l'ensemble de la communauté universitaire élargie.

Il est soumis à la propriété intellectuelle de l'auteur. Ceci implique une obligation de citation et de référencement lors de l'utilisation de ce document.

D'autre part, toute contrefaçon, plagiat, reproduction illicite encourt une poursuite pénale.

Contact : ddoc-theses-contact@univ-lorraine.fr

LIENS

Code de la Propriété Intellectuelle. articles L 122. 4

Code de la Propriété Intellectuelle. articles L 335.2- L 335.10

http://www.cfcopies.com/V2/leg/leg_droi.php

<http://www.culture.gouv.fr/culture/infos-pratiques/droits/protection.htm>



**Bureau
d'économie
théorique
et appliquée
(BETA)**
UMR 7522

UNIVERSITE NANCY II
FACULTE DE DROIT, SCIENCES
ECONOMIQUES ET GESTION



Essais sur la taxation des transactions de change

THESE

pour l'obtention du grade de
Docteur ès Sciences Economiques

Présentée et soutenue publiquement par

Olivier DAMETTE

Le 7 septembre 2007

à l'Université Nancy II

JURY

M. Francis Bismans	Professeur à l'Université Nancy II, Directeur de thèse
M. Claude Diebolt	Directeur de Recherche CNRS à l'Université Louis Pasteur de Strasbourg et Université de Humboldt de Berlin, Rapporteur
M. Frédéric Docquier	Professeur à l'Université Catholique de Louvain, Rapporteur
M. Chicot Eboué	Professeur à l'Université Nancy II
M. Bertrand Koebel	Professeur à l'Université Louis Pasteur de Strasbourg

Nancy-Université
 Université Nancy 2

BETA
13, place Carnot – C.O. n° 26– 54035 NANCY CEDEX– France
Tel: + 33 (0) 83 25 19 94

LE CORPS ENSEIGNANT

de la Faculté de Droit, Sciences Economiques & Gestion

DOYEN

M. Olivier CACHARD

DOYENS HONORAIRES

MM. TALLON, GROSS, JAQUET, CRIQUI

PROFESSEURS ÉMÉRITES

M. VITU, Professeur de Droit Pénal
M. JAQUET, Professeur de Droit Public
M. COUDERT, Professeur d'Histoire du Droit
Mme GAY, Professeur d'Histoire du Droit
M. BORELLA, Professeur de Droit Public
Mme MARRAUD, Professeur de Droit Privé
M. GROSS Bernard, Professeur de Droit Privé

PROFESSEURS

M. RAY Jean-Claude	Professeur de Sciences Économiques
M. SEUROT François	Professeur de Sciences Économiques
M. DUGAS DE LA BOISSONNY Christian	Professeur d'Histoire du Droit
M. SEUVIC Jean-François	Professeur de Droit Privé
M. MOUTON Jean-Denis	Professeur de Droit Public
M. BUZELAY Alain	Professeur de Sciences Économiques
M. JACQUOT François	Professeur de Droit Privé
M. ARNOULD Daniel	Professeur de Sciences Économiques
M. CRIQUI Etienne	Professeur de Science Politique
M. BILLORET Jean-Louis	Professeur de Sciences Économiques
M. PIERRÉ-CAPS Stéphane	Professeur de Droit Public
M. GOSSEREZ Christian	Professeur de Droit Public
M. GARTNER Fabrice	Professeur de Droit Public
M. EBOUE Chicot	Professeur de Sciences Economiques
M. DEFFAINS Bruno	Professeur de Sciences Economiques
M. MAZIAU Nicolas	Professeur de Droit Public
M. DEREU Yves	Professeur de Droit Privé
M. BISMANS Francis	Professeur de Sciences Economiques
M. ASTAING Antoine	Professeur d'Histoire du Droit
Mme DORIAT-DUBAN Myriam	Professeur de Sciences Economiques
M. STASIAK Frédéric	Professeur de Droit Privé
M. CACHARD Olivier	Professeur de Droit Privé
M. GRY Yves	Professeur de Droit Public
M. LAMBERT Thierry	Professeur de Droit Privé
M. HENRY Xavier	Professeur de Droit Privé
M. PLESSIX Benoît	Professeur de Droit Public
Mme TISSERAND-MARTIN Alice	Professeur de Droit Privé
Mme LEMONIER-LESAGE Virginie	Professeur d'Histoire du Droit

Professeur de Sciences Economiques
Professeur de Droit Public
Professeur “invité” de Droit Public

[illegible]

Mlle PIERRE Nathalie
M. PIERRARD Didier
Mme HOUIN-BRESSAND Caroline
M. ZIANE Ydriss
M. GABUTHY Yannick
Mlle BLAIRON Katia
M. FERREY Samuel
M. MULLER François

M. FERRY Frédéric
Mme MOUKHA Stéphanie
M. GAUDEL Pierre-Jean
M. GUENOT Jacques
M. GREGOIRE Christian

M. BERNARDEAU Ludovic

ASSISTANTS - PRAG

Mlle ABALLEA Armelle
M. ECKERSLEY David
M. LOVAT Bruno
Mme DIEHL Christel

Maître de Conférences de Droit Privé
Maître de Conférences de Droit Public
Maître de Conférences de Droit Privé
Maître de Conférences de Sciences Economiques
Maître de Conférences de Sciences Economiques
Maître de Conférences de Droit Public
Maître de Conférences de Sciences Economiques
Maître de Conférences de Droit Public

Maître de Conférences associé de Droit Privé
Maître de Conférences associé de Droit Privé
Maître de Conférences associé de Droit Public
Maître de Conférences associé de Droit Privé
Maître de Conférences associé de Sciences
Economiques
Maître de Conférences associé de Droit Privé

Assistant de Droit Public
Assistant d'Anglais
PRAG de Mathématiques
PRAG d'Anglais

La faculté n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans cette thèse : ces opinions doivent être considérées comme propres à son auteur.

A Marie-Alice,

Remerciements

Je tiens tout d'abord à remercier le Professeur Francis Bismans pour avoir accepté de diriger cette thèse, pour son aide dans l'élaboration de mon travail et pour la confiance dont il a toujours fait preuve à mon égard. Qu'il trouve par ces modestes lignes toute mon estime et ma profonde gratitude.

Mes remerciements vont ensuite à Monsieur Frédéric Docquier, Professeur, et à Monsieur Claude Diebolt, Directeur de Recherche CNRS, pour m'avoir fait l'honneur de rapporter cette thèse. Je remercie également le Professeur Chicot Eboué et le Professeur Bertrand Koebel pour avoir accepté de juger ce travail en tant que membre du jury. J'y associe le Professeur Beine, qui n'ayant pas pu faire partie du jury, a néanmoins accepté d'évaluer mon travail.

Je remercie tout particulièrement une nouvelle fois le Professeur Frédéric Docquier pour m'avoir reçu au SES de Namur et à l'Université Catholique de Louvain. Ces quelques jours m'ont assurément énormément appris. Dans un autre registre, il en va de même pour Christophe Schmidt de *Reuters* pour son aide inégalable en tant que professionnel du marché des changes, et pour m'avoir permis d'obtenir une base de données originale.

Je remercie également tous les rapporteurs et enseignants-chercheurs dont les remarques ont permis à mes travaux de s'enrichir et, plus particulièrement, Bertrand Koebel, Bertrand Chopard, Christelle Mougeot, Brunot Lovat, Yannick Gabuthy et Samuel Ferey.

Je souhaite aussi exprimer toute ma reconnaissance et mon amitié à Jean Brot (et par lui à Préludes) pour avoir toujours été présent. Je n'oublie pas l'INSEE Lorraine, la Région Lorraine, l'IRTS (Pierre Favier) et tous les membres du BETA de Nancy (Perrine, Marielle, Lydie, Sylviane, Rachel, Eve, Cédric...), ainsi que Hubert Gérardin, pour tous ses conseils, et Bruno Jeandidier, pour m'avoir donné le goût de la recherche.

Que soient tout particulièrement remerciés, en fidèle amitié, Nico, Bertrand, Luc, Thomas, Arnaud, Christelle, Ludi, Murielle, Seb et Vincent pour leur aide et surtout leur soutien indéfectible.

Enfin, mes pensées vont à mes proches, ma sœur Géraldine tout d'abord, mes parents ensuite. J'y associe grandement Eric, Mireille et Colette pour m'avoir toujours soutenu. Que mes grands-parents maternels trouvent ici ma profonde reconnaissance pour m'avoir permis de faire mes études dans les meilleures conditions possibles.

Marie, les mots ne peuvent exprimer tout ce que je te dois.

Sommaire

Introduction générale	1
Chapitre 1 Problématique de la taxation des transactions de change	7
1.1 La proposition originelle de Tobin	9
1.2 Une taxe pour enrayer la spéculation et réduire la volatilité	15
1.3 L'attrait de nouveaux objectifs	22
1.4 Les limitations de la taxation des opérations de change	26
1.5 Une source de dangers éventuels	34
1.6 Bilan et perspectives	41
Chapitre 2 Un modèle stochastique d'accumulation du capital avec taxation des flux de change	
2.1 Fondements du modèle	47
2.2 Solution du modèle de référence et analyse déterministe	53
2.3 Introduction d'un choc de change et analyse en incertitude	76
2.4 Méthodologie de la simulation	81
2.5 Résultats des simulations stochastiques et analyse des effets d'une taxe Tobin sur le bien-être des investisseurs	87
2.6 Analyse de sensibilité	101
Conclusion	110
Chapitre 3 Taxation des opérations de change et volatilité	
3.1 Les enjeux théoriques de la dynamique des cours du change	116
3.2 Fondements du modèle	123
3.3 Analyse microstructurelle et résultats intermédiaires	131
3.4 Analyse globale	143
3.5 Discussion : l'existence d'un effet compensatoire sur la volatilité	164

Conclusion	165
------------	-----

Chapitre 4 Elasticité des transactions de change à la taxation : une estimation économétrique

4.1 La démarche économétrique	170
4.2 Description des données	172
4.3 Stationnarité versus non stationnarité	178
4.4 Coïntégration en panels	186
4.5 Estimation de l'élasticité des transactions de change	194
Conclusion	198

Chapitre 5 Evaluation des revenus potentiels d'une taxe sur les transactions de change

5.1 Les résultats d'une taxe Tobin : des résultats hétérogènes	205
5.2 Les hypothèses à prendre en considération	213
5.3 La méthodologie utilisée	223
5.4 Une estimation des recettes d'une taxe de type Tobin	224
5.5 Comparaisons et extensions	226
Conclusion	233

Conclusion générale	240
----------------------------	-----

Bibliographie	246
----------------------	-----

Table des matières	265
---------------------------	-----

Introduction

« Des pensées sans contenu sont vides, des intuitions sans concepts, aveugles »

Kant, Critique de la raison pure, 1781

Dès 1972, dans ses *Janeway Lectures*¹ données à Princeton et publiées en 1974 sous le titre *The New Economics One Decade Older*, le futur Prix Nobel James Tobin [1974, pp. 88-92] proposait l'instauration « d'une taxe uniforme internationalement acceptée, par exemple de 1%, sur toutes les conversions *au comptant* d'une monnaie dans une autre ». Il devait revenir à la charge en 1977 en consacrant à cette question l'essentiel de son intervention comme président de la la *Eastern Economic Association*. (Voir Tobin [1978]). Ce n'est alors qu'une mesure parmi d'autres dans la liste des recommandations qu'il préconise, afin de renforcer l'efficacité des politiques macro-économique nationales.

C'est peu dire que la proposition fut accueillie avec indifférence par la profession des économistes. Selon les dires de Tobin [1978, p.155], elle tomba « *comme une pierre dans un puits profond* »².

Il faudra attendre presque vingt ans pour que la taxe dite Tobin « *émerge des notes de bas de page* »³. Cette évolution s'explique non seulement par la résurgence périodique de crises financières graves⁴ qui ont redonné toute son actualité à la proposition, mais aussi par l'action des courants altermondialistes⁵ dont la taxe constitue le cheval de bataille. Plus précisément, c'est l'idée que la taxe Tobin pourrait être une nouvelle source de financement de projets de développement qui a séduit une partie du grand public, de nombreuses ONG et la société civile en général. Une telle préoccupation est, faut-il le dire, assez accessoire chez notre auteur, pour qui la perspective de disposer d'une nouvelle « manne financière » en faveur du développement du Sud de la planète est un simple « *à côté* » [1996, p. X].

Toujours est-il que l'engouement de la société civile pour la proposition du prix Nobel a indiscutablement suscité, dans les sphères académiques, un regain d'intérêt à l'égard des analyses de Tobin. On citera comme preuve de cette assertion la conférence

¹ Ce discours fut prononcé en l'honneur de son enseignant J.A. Schumpeter (voir Dimand [2005]).

² Dans l'ensemble de la thèse, les traductions de l'anglais, et par là mêmes les erreurs éventuelles, sont de notre fait.

³ Remarque que formula John Williamson à son ami Tobin en 1995, lors d'un Sommet Social en marge de la réunion du G-7 à Halifax.

⁴ En Europe avec la crise du SME (1992), au Mexique (début 1995), en Asie du Sud-est (second semestre 1997), en Russie (août 1998), au Brésil (fin 1998 et été 2002) et en Argentine (automne 2001).

⁵ Tobin déclare en 2001 au journal allemand *Der Spiegel* « *ne rien avoir en commun avec les praticiens d'une révolution contre la mondialisation* ». Tobin s'est en effet toujours réclamé des thèses libres échangistes et n'a jamais vu en « sa » taxe un moyen de « renverser » la finance internationale.

internationale tenue par de nombreux experts du marché des changes en octobre 1995, qui a donné naissance une année plus tard au livre *The Tobin Tax. Coping with Financial Volatility*. Cet ouvrage reste, onze ans après sa publication, l'un des rares références véritablement scientifiques sur la question.

Surtout, un véritable débat scientifique, aux antipodes d'approches purement idéologiques, s'est engagé sur le contenu de la proposition de taxation des opérations de change. Adversaires comme partisans de la taxe ont ainsi pu s'exprimer. Les premiers émettent en général trois types de réserves. En premier lieu, la mise en œuvre de la taxe paraît difficilement réalisable, puisqu'elle nécessite l'adhésion de l'ensemble des pays développés et le recours à des moyens technologiques coûteux. Ensuite, son efficacité serait largement surestimée. Enfin, elle s'avérerait à la limite contreproductive, voire dangereuse, pour le bon fonctionnement du marché des changes. Les seconds font ressortir ses avantages, dans la mesure où elle permettrait d'atteindre simultanément trois objectifs : redonner une marge de manœuvre supplémentaire aux politiques monétaires nationales ; réduire l'instabilité des taux de change en bridant les mouvements spéculatifs ; générer de nouveaux revenus susceptibles d'aider au développement mondial.

Nous ne tenterons pas, dans cette thèse, de donner raison aux uns ou aux autres. Sur le fond, nous nous accordons avec Bourguinat [2006, p. 92] pour considérer, que *« si de par son intérêt intrinsèque, elle [la taxe] ne mérite pas l'ostracisme hautain de certains (...), elle ne saurait être pour autant présentée sans précautions comme cette panacée susceptible de stabiliser la finance internationale en pénalisant la spéculation et, ce faisant, fournir aux institutions internationales cette manne presque inépuisable dont elles ont tant besoin »*.

L'objet de notre thèse est donc à la fois plus modeste et plus ambitieux. Plus modeste, parce que notre effort portera sur l'éclairage de quelques questions seulement soulevées par l'instauration d'une taxe de type Tobin. Plus ambitieux aussi, compte tenu qu'il s'agira expliciter scientifiquement l'intérêt et la portée d'une taxe sur les transactions de change tout en utilisant l'arsenal des outils théoriques et économétriques dont dispose l'économiste d'aujourd'hui.

Dans cette perspective, notre analyse s'articulera autour de cinq « essais », qui constituent autant de chapitres de la thèse. Le premier d'entre eux définit la problématique de la taxation des transactions de change. Après avoir analysé la proposition originelle de Tobin, on utilise le modèle développé par Frankel [1996] pour étayer le résultat que le caractère dissuasif de la taxe est d'autant plus marqué que l'horizon temporel des agents économiques est court. On y traite également des critiques adressées à ce modèle et à ses principaux résultats.

Dans le deuxième chapitre, on se propose de tester la pertinence du lien entre la charge de la taxation et le type d'anticipations des investisseurs. Pour ce faire, on construit un modèle de simulation stochastique où la demande d'investissements productifs est modélisée de manière appropriée. Trois formes d'anticipations, et donc aussi d'agents, sont prises en compte : parfaites, rationnelles et myopes. Le modèle présente deux grands avantages : d'une part, il permet d'étudier les effets de la taxation sur la sphère réelle de l'économie ; d'autre part, il permet aussi de mesurer l'évolution du bien-être des investisseurs consécutivement à la taxation.

Dans le troisième chapitre, nous évaluons le lien entre taxation et volatilité des taux de change. Dans un premier temps, on revisite la littérature sur la dynamique du change afin de mettre en exergue l'insuffisance des modèles macro-monétaires reposant uniquement sur les fondamentaux. Dans le but de capter les facteurs de la volatilité dite « excessive », on construit un modèle micro-macro dans lequel des fondements microstructurels sont postulés. Pour prendre en compte les controverses sur l'existence de la spéculation de court terme sur le marché des changes, qui tendent à relativiser l'intérêt d'une taxe de type Tobin, on assimile les agents source d'instabilité à des agents non ou mal informés : les *noise traders*.

Le quatrième chapitre prend comme point de départ le fait que la taxation des transactions de change est susceptible de réduire le volume de transactions de tous les opérateurs. Or, l'ampleur de cette ponction du marché des changes dépend de la sensibilité des agents à l'introduction d'une taxe. Celle-ci n'a jamais été quantifiée. Sur

la base de données réelles du marché des changes et en assimilant l'introduction d'une taxe à une hausse des coûts de transactions des opérateurs, c'est-à-dire du prix des transactions, il est alors possible d'estimer économétriquement l'élasticité du volume d'opérations à la taxe sans faire la moindre hypothèse supplémentaire. Pour effectuer cette estimation, il nous faut parallèlement expliciter les outils économétriques utilisés. D'une part, les méthodes de cointégration sur séries temporelles afin d'estimer la valeur d'équilibre de long terme de chaque parité de façon indépendante. D'autre part, l'économétrie (et plus précisément la cointégration) des panels, dont le développement est plus récent.

Dans le cinquième et dernier chapitre, nous prenons appui sur l'élasticité ainsi calculée, afin de proposer une nouvelle estimation des recettes potentielles d'une taxe sur les transactions de change. Le glissement des objectifs d'une taxe Tobin auquel on a assisté ces dernières années fait des revenus l'un des intérêts majeurs d'une telle mesure. Pourtant, les estimations qui en ont été faites sont aussi nombreuses qu'hétérogènes. Après les avoir passées en revue, nous définissons un cadre d'hypothèses et une méthodologie pour notre estimation.

Il nous faut à présent dire quelques mots sur les sources de ce travail. Comme on l'a déjà signalé en passant, les travaux scientifiques de nature à clarifier tant les fondements que les insuffisances de la taxation des transactions de change sont peu nombreux. A titre d'exemples emblématiques, on fera référence à l'ouvrage *The Tobin Tax*, déjà cité précédemment, dans lequel figurent les contributions majeures de Frankel [1996] et Felix et Sau [1996], ainsi qu'aux travaux de Bourguinat [1987, 1999] et Jegourel [2000, 2002] pour la France. En complément, on notera également qu'il existe de nombreuses études d'ordre institutionnel sur la question, en France, en Allemagne ou en Finlande. Ces analyses présentent l'intérêt de clarifier le débat sur les implications d'une taxe de type Tobin. Néanmoins, la théorisation conceptuelle y demeure souvent implicite et relativement sommaire.

Mentionnons aussi les analyses de Mende et Menkhoff [2003], de Bloomfield et al. [2005], de même qu'un ensemble de travaux – Westerhoff [2003], Haberer [2004], Ehrenstein et al. [2005], de Westerhoff et Dieci [2006], Kaiser et al. [2006] – qui

reposent principalement sur l'examen de marchés artificiels simulés. Ils présentent un double intérêt : pallier le manque d'évaluations des effets d'une taxe de type Tobin et utiliser des outils novateurs qui visent à combler le déficit d'études empiriques.

Notons, pour en terminer avec ce point, qu'à des fins empiriques, nous avons construit une base de données relative au marché des changes, données fournies par la plateforme *Reuters*. De la sorte, nous avons pu constituer un échantillon de séries recensant le volume de transactions de change quasiment en continu ainsi que les fourchettes de prix (acheteur et vendeur) correspondantes, pour plusieurs parités monétaires et pour plusieurs journées successives d'ouverture des marchés. Cette base a été exploitée, principalement au chapitre 4, pour aboutir à une estimation économétrique de l'élasticité des transactions de change à la taxation.

Chapitre 1

Problématique de la taxation des transactions de change

«ma proposition est de jeter du sable dans les rouages des marchés monétaires internationaux excessivement efficaces» (Tobin, 1978, p. 154)

Si tout le monde a entendu parler, ne serait-ce qu'une fois, de la taxe Tobin, le débat reste, trente-cinq ans après sa formulation originelle, toujours ouvert. L'idée de l'ancien Professeur de Yale est pourtant simple : taxer toutes les conversions au comptant d'une monnaie dans une autre. Ce faisant, elle doit permettre d'atteindre simultanément deux objectifs : redonner du « mou » aux politiques monétaires nationales et courber les opérations spéculatives de court terme. La proposition repose *a priori* sur des mécanismes bien « huilés » : ouvrir le différentiel des taux d'intérêt et imposer une taxe inversement proportionnelle à la maturité du placement.

Cependant, elle fait l'objet d'un certain nombre de critiques, tant idéologiques que théoriques. Certaines d'entre elles affirment même sa dangerosité potentielle dans la mesure où elle pourrait pénaliser la sphère réelle tout en réduisant l'efficacité des marchés des changes et en accroissant leurs dysfonctionnements.

La littérature semble à l'image du parcours chaotique qu'a connu l'idée iconoclaste de James Tobin, épisodiquement abordée, finalement insuffisamment évaluée.

Tout d'abord, nous explicitons les intuitions théoriques de Tobin lui-même quant au fonctionnement du marché des changes et aux effets escomptés d'une telle taxe. Ensuite, nous les confrontons aux critiques des théoriciens et autres spécialistes du marché des changes. Cela donne lieu à une opposition d'arguments avant tout idéologiques, laquelle trouve son origine dans le fonctionnement présumé des marchés financiers et dans le rôle qu'y jouent chacun des opérateurs. Comme l'a identifié en effet Jegourel [2000, p. 47], il y a « *au delà de la simple taxation des mouvements de capitaux des interrogations plus fondamentales auxquelles les économistes n'ont, semble-t-il, pas encore pu répondre et qui expliquent l'indétermination actuelle sur les effets de la taxe* ».

Ceci étant, nous nous efforcerons de confronter ces principales querelles idéologiques aux modèles existants, afin de mettre en lumière les mécanismes par lesquels la taxation peut ou non atteindre les objectifs qu'elle se fixe. Nous verrons que ces derniers ont évolué, de nouveaux objectifs ayant été progressivement mis en avant : c'est le cas des recettes de la taxe.

Après avoir présenté l'objectif originel du prix Nobel en matière d'autonomie monétaire (1.1), nous exposons les canaux théoriques par lesquels la taxe Tobin serait en mesure de réduire la spéculation et *in fine* de stabiliser les taux de change (1.2). Nous développons ensuite les nouveaux objectifs qui ont apporté un peu d'air frais au débat sur la taxation des transactions de change (1.3). L'évolution des objectifs assignés à la taxe résulte en partie des critiques formulées à son encontre. Ces dernières sont explicitées dans la section suivante (1.4). Dans la section suivante, nous montrons en quel sens la taxe pourrait s'avérer dangereuse (1.5), après quoi, nous présentons notre propre programme de travail (1.6).

1.1 La proposition originelle de Tobin

Après avoir exposé les enjeux originaux de la taxation des transactions de change (1.1.1), on en présentera le principal mécanisme d'action (1.1.2)

1.1.1 « Jeter du sable dans les rouages de la finance »

La proposition originelle de Tobin en 1972 intervient à un moment charnière dans l'histoire du système monétaire international. Un an plus tôt (août 1971), le système de Bretton Woods, en place depuis 1944, est aboli. L'arimage des taux de change au dollar, lui-même ancré sur l'or, conduit Nixon à laisser flotter le dollar au gré du marché, de peur que les créanciers ne demandent aux Etats-Unis la conversion de leurs dollars en or. Le système monétaire international s'oriente alors vers un régime de flottement généralisé des monnaies.

C'est à cette époque que Tobin, par le biais d'une taxe sur les transactions de change de l'ordre de 1%, pense pouvoir redonner davantage d'autonomie aux politiques monétaires. Cette proposition apparaît cependant à contre courant des idées véhiculées durant cette période, aux antipodes d'une réglementation publique. Celle-ci est donc logiquement ignorée par la plupart des économistes, d'influence plutôt monétariste, qui croient aux vertus de la flexibilité des changes et de la libéralisation financière. La

plupart d'entre eux, Milton Friedman en tête⁶, croient en effet en la supériorité du système de changes flottants, plus apte selon eux, à permettre des politiques de relance monétaires efficaces⁷.

Le soin que l'on porte à la politique monétaire dans un cadre de taux de change flottants est primordial, puisque comme l'a montré le modèle Mundell-Fleming, une politique monétaire expansionniste est sans pouvoir avec des taux fixes et ne prévaut qu'avec des taux flottants ; elle est donc largement préférable à la politique budgétaire. La manière dont fonctionne une politique monétaire expansionniste mérite d'être explicitée : la baisse des taux d'intérêt domestiques augmente la quantité de monnaie en circulation et stimule les flux de capitaux vers l'extérieur, ce qui doit permettre d'augmenter à la fois l'investissement et la consommation. Dans un régime de changes flexibles, la dépréciation du taux de change qui s'en suit sur le marché des changes soutient la relance de la consommation, en favorisant les exportations et les substitutions d'importation⁸. A l'inverse, dans un système de changes fixes, la dépréciation du change qui fait suite à la baisse des taux d'intérêt est contrecarrée par la politique interventionniste de la banque centrale, qui rachète sa propre monnaie pour maintenir sa parité. De ce fait, la quantité de monnaie disponible et le crédit intérieur ne peuvent diminuer au profit de la consommation et des exportations. C'est donc bien la question de l'efficacité et de la flexibilité de la politique monétaire qui est au centre du débat d'alors, puisque Tobin va s'opposer à cette vision théorique du modèle Mundell-Flemming.

Tobin estime en effet, à partir de 1972, qu'une politique de relance monétaire comporte de nombreux risques dans un système de changes flottants, en raison notamment de la forte mobilité des capitaux qui en résulte, et ce conformément au triangle des incompatibilités. Il considère par ailleurs que la supériorité de la politique monétaire sur la politique budgétaire en changes flottants n'est qu'illusoire dans la

⁶ Tobin rencontre l'opposition d'une idée orthodoxe très répandue, selon laquelle seuls les marchés financiers connaissent la vraie valeur d'équilibre et que la discipline qu'ils exercent sur les banques centrales et les gouvernements est saine.

⁷ Avec le flottement généralisé des changes, les banques centrales sont dégagées de leur obligation de défense des parités, ce qui favorise *de facto* l'autonomie de la politique monétaire.

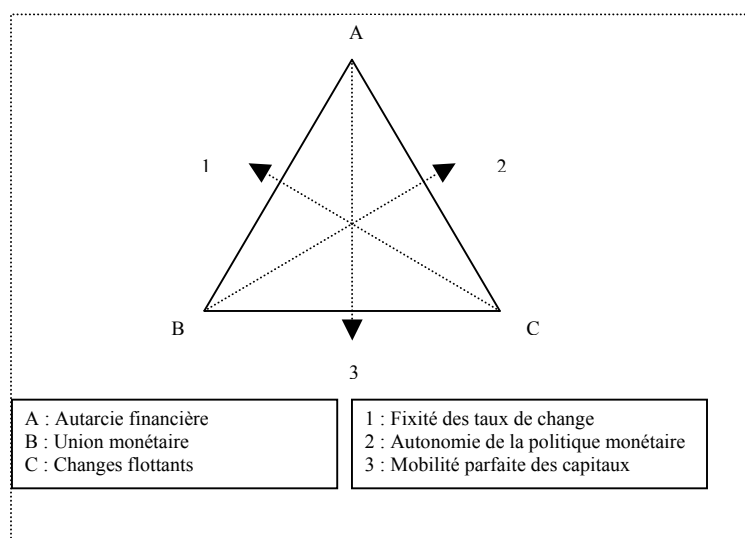
⁸ Sur ce point, on suppose bien évidemment que l'hypothèse d'agent rationnel est respectée et que la théorie néo-classique du taux d'intérêt prévaut : une baisse du taux d'intérêt rend l'épargne moins intéressante et donc par conséquent stimule la consommation. L'hypothèse d'anticipations rationnelles peut évidemment ne pas prévaloir dans la réalité, tout comme la logique d'un taux d'intérêt faible favorisant l'épargne. Une optique keynésienne d'arbitrage entre thésaurisation et placement amoindrirait bien évidemment ce circuit théorique, tout comme l'existence d'illusion monétaire.

réalité, d'une part en raison des objectifs d'inspiration monétaristes assignés aux banques centrales [inflation faible, stabilité de la masse monétaire...] et d'autre part, parce que la politique monétaire devient une politique de change. Pour Tobin, « *puisque la politique monétaire est l'instrument qui répond le mieux à la stabilisation de l'économie, peut-être devrions-nous accueillir volontiers un régime de taux de change qui augmente son pouvoir par rapport à la politique budgétaire* »⁹. Pourtant, même si Tobin admet la supériorité des changes flottants sur les changes fixes¹⁰ pour des grandes monnaies tels que le Dollar, le Yen ou le Deutschemark, ce n'est pas pour autant que les taux flottants sont susceptibles de restaurer l'autonomie des politiques monétaires.

Ainsi, si en 1978, d'aucuns commencent à éprouver une quelconque nostalgie pour les changes fixes, le prix Nobel pense que le débat se situe ailleurs : sur la mobilité internationale de quantités massives de capitaux, encouragées par la déréglementation et l'évolution des techniques de communication. C'est en effet la forte mobilité internationale des capitaux qu'il faut réguler dans un système de changes flottants, puisqu'elle entraîne une perte de l'autonomie monétaire, comme le met en exergue le triangle d'incompatibilité développé par Mundell dans les années 1960 et repris par Padoa-Schioppa [1987]. Dans ce dernier, on retrouve les trois principes d'organisation permettant de juger de la viabilité du système monétaire international : régime de change, degré de mobilité des capitaux et degré d'autonomie de la politique monétaire.

⁹ Ibid.

¹⁰ « Je continue de croire que les changes flottants représentent une amélioration sur Bretton Woods (...) mon message n'est pas, j'insiste, que le flottement des monnaies est un système inférieur. Il est que le flottement ne résout pas de façon satisfaisante tous les problèmes » [1978, p. 157].

Figure 1.1 Le triangle d'incompatibilité

Source :Jegourel [2002]

A partir de ce schéma, on comprend donc bien la carence du système de changes flottants, sur laquelle insiste Tobin, à savoir la pression exercée par le triangle d'incompatibilité sur la politique monétaire d'un pays lorsque les capitaux sont parfaitement mobiles. Comme l'illustre la parité de taux d'intérêt non couverte, tout différentiel de taux d'intérêt doit être compensé par une variation du change équivalente. Par conséquent, une politique monétaire expansionniste ne peut être réellement efficace : une baisse des taux d'intérêt, en mobilité parfaite des capitaux, conduit à une sortie massive de capitaux étrangers et à une dépréciation de la monnaie. Si la banque centrale d'un pays veut maintenir une stabilité relative de son taux de change, elle doit détruire de la monnaie en augmentant ses taux d'intérêt, ce qui annihile la mesure de départ. Une politique monétaire indépendante ne peut donc s'opérer qu'en contrepartie d'une forte instabilité des changes et des coûts macro-économiques qui y sont liés.

L'idée prônée par Tobin [1972, 1978] était par conséquent de limiter la mobilité internationale du capital dans le but de restaurer, au moins en partie, l'autonomie de la politique monétaire. Tobin se démarque donc du débat majeur des années 1970 sur le

choix du régime de changes¹¹ en privilégiant le problème essentiel de la « *mobilité intermonétaire* »¹².

Deux solutions sont, selon lui, envisageables : la première est la création d'une monnaie unique et l'adoption de politiques monétaires et fiscales communes, la seconde est de réduire la mobilité des capitaux afin de segmenter les économies nationales. C'est la seconde, « *il faut jeter du sable dans les rouages des marchés financiers* » (Tobin [1978], p. 154) que Tobin met en avant en raison du caractère irréaliste de la première (en 1978 tout du moins). La taxation des transactions de change apparaît donc comme une solution de *second best*.

1.2.2 Mécanisme d'action

Le mécanisme d'action d'une taxe sur les flux de capitaux est le différentiel d'intérêt. En effet, l'introduction d'une taxe permet de créer une bande dans la parité de taux d'intérêt couverte, à l'intérieur de laquelle, toute importation ou exportation de capitaux n'est pas profitable. En élargissant le différentiel d'intérêt, la taxe peut réduire les flux de capitaux et permettrait à pays de réduire dans une certaine mesure son taux d'intérêt – et par là de pratiquer une politique de relance monétaire – sans provoquer de dépréciation significative de sa monnaie¹³. Le triangle d'incompatibilité est donc vérifié : une mobilité du capital plus restreinte permet de restaurer l'usage de la politique monétaire tout en conservant une stabilité des changes relative. La taxe Tobin peut de surcroît agir en prévention des crises de changes¹⁴.

On peut démontrer de façon triviale l'impact d'une taxe Tobin sur le différentiel d'intérêt et montrer que la bande de fluctuation s'accroît. En changes flottants, le taux d'intérêt d'un pays est fonction du taux d'intérêt étranger. A l'équilibre du marché des changes, et conformément aux enseignements de la parité de taux d'intérêt couverte, les

¹¹ Ce n'est donc pas le régime de changes qui importe mais bel et bien le fonctionnement endogène des marchés financiers. Pour Tobin, « *les biens et les travailleurs se déplacent, en réponse aux signaux internationaux de prix, beaucoup plus lentement que les fonds fluides. Les coûts des biens physiques et de main d'œuvre bougent beaucoup plus lentement en réponse à l'excès de l'offre et de la demande que les prix des avoirs financiers, y compris les taux de change. Ces réalités sont essentiellement les mêmes que les taux de change soient fixes ou flottants* » [1978, p.154]. L'idée sous-jacente (qui semble empruntée à Keynes) est que les marchés financiers s'ajustent plus rapidement aux mouvements de prix que les marchés de biens et services.

¹² Voir Tobin, 1978, p. 153-154.

¹³ Le raisonnement tient également pour une analyse symétrique de hausse du taux d'intérêt domestique.

¹⁴ Nous développons ce débat sur l'efficacité de la taxe face aux crises de change dans la section suivante.

mouvements de taux d'intérêt existent donc seulement s'il y a d'une part des anticipations de change, et d'autre part une incertitude associée à la politique économique d'un pays. Par exemple, si une dépréciation future est escomptée, alors le taux d'intérêt nominal du pays en question doit augmenter pour compenser la baisse du taux d'intérêt réel en vigueur. Dans le cadre de la parité des taux d'intérêt couverte, toute différence entre les taux d'intérêt d'un pays à l'autre est en effet compensée par une variation du taux de change.

Dans ce cas, si i et i^* sont les taux d'intérêt domestique et étranger respectivement, u est une prime de risque prenant en compte l'incertitude, τ représente la taxe Tobin et s et f désignent les taux de change au comptant et à terme, on peut écrire la parité de taux d'intérêt comme suit :

$$(1+i) = (1-\tau)^2 (1+i^*) \left(\frac{f}{s} \right) + u \quad (1.1)$$

La taxe Tobin s'applique au final sur deux types de flux : entrants et sortants¹⁵. En réarrangeant la condition de parité de taux d'intérêt, on peut mettre en exergue le différentiel de taux d'intérêt :

$$i - i^* = \log(f) - \log(s) - 2\tau + u \quad (1.2)$$

Dans le cas simplissime où il n'y a ni prime de risque, ni anticipation de change, une taxe Tobin permet donc d'élargir la bande d'intérêt à hauteur de deux fois le taux de taxation. Pour un taux d'intérêt de 3% par exemple, une taxe de 0,5% permettrait d'isoler une variation de taux d'intérêt de toute variation anticipée de change ou de tout choc extérieur de politique économique, à l'intérieur de l'intervalle : $\{3 - 0,5; 3 + 0,5\}$.

Ce raisonnement a été largement repris dans la littérature. En introduisant une variable mesurant la maturité de l'investissement et en réécrivant la parité de taux d'intérêt couverte, certains auteurs ont quantifié la relation entre taxe Tobin et différentiel d'intérêt. En considérant encore une fois la prime de terme égale à zéro, Bourguinat et Sardin (in Jegourel [2000]) montrent que si les taux d'intérêt sont égaux à 10%, alors l'imposition d'une taxe Tobin accroît le différentiel de rendement de 2 à 24

¹⁵ On parle de « *round trip tax* » dans la littérature. On fait par ailleurs l'hypothèse que le placement ou l'investissement doivent toujours être convertis en monnaie locale.

points de pourcentage, selon la maturité de l'investissement. Il est évident que la taxe Tobin diminue en premier lieu le rendement d'un placement hors du pays domestique, l'effet augmentant à mesure que l'horizon est de plus court terme, et isole, en second lieu, l'évolution des taux d'intérêt et du cours de change, comme l'atteste le tableau (1.1) :

**Tableau 1.1 Effet d'une taxe Tobin sur l'autonomie de la politique monétaire
(parité couverte)**

Rendement sans taxe		Horizon [en jours]	Rendement avec taxe		Différentiel annuel de rendement [en %]
Dom.	Etr.		Dom.	Etr.	
10%	10%	360	1,1	1,078	2,18
10%	10%	180	1,05	1,029	4,17
10%	10%	90	1,025	1,004	8,16
10%	10%	30	1,008	0,988	24,07*

Source : Bourguinat [1987]

*Lecture : une taxe Tobin de 1% sur un placement de 30 jours diminue le taux d'intérêt étranger relatif [1,008 à 0,988], ce qui correspond à un différentiel de rendement de 24,07%.

A partir de ces résultats, la taxe Tobin semble effectivement permettre à tout pays de bénéficier d'une plus grande liberté dans la fixation des taux d'intérêt puisqu'elle permet d'augmenter la bande de taux d'intérêt à l'intérieur de laquelle le cours de change (et par ce biais les flux de capitaux), est isolé. Comme le souligne, la section finance du Senat Belge [2001], la relation entre le taux d'intérêt interne et les variations du change peut donc être distendue sans pour autant qu'il y ait une rupture complète de ce lien.

1.2 Une taxe pour enrayer la spéculation et réduire la volatilité

La proposition initiale de Tobin était donc destinée à accroître l'autonomie de la politique monétaire. Progressivement, le projet de Tobin s'est cependant recentré autour

du fonctionnement du marché des changes et de sa nature instable¹⁶. Ce qui n'était qu'un objectif (inavoué ?) devient plus explicite dans ses écrits suivants [1992, 1995 et 1996]. Après avoir décrypté les motivations de Tobin à stabiliser les marchés des changes (1.2.1), nous illustrerons les fondements d'une taxe de type Tobin en la matière. On se référera aux travaux fondateurs de Frankel [1996]. Ces derniers traitent non seulement de la capacité de la taxe à lutter contre la spéculation (dans un modèle microéconomique), mais également de la manière dont la réduction de la spéculation pourrait réduire la volatilité (modèle macro-économique). Cette étude, scindée en deux composantes, est présentée succinctement ci-après (1.2.2 et 1.2.3).

1.2.1 Tobin et l'instabilité des marchés financiers

La possibilité de réduire la volatilité des taux de change par le biais de la taxation des transactions de changes a été implicitement évoquée dès 1978 par Tobin, même s'il faisait de la restauration de l'autonomie monétaire son objectif prioritaire. Ses écrits d'alors font état de son doute quant à la possibilité du marché des changes, et des marchés financiers en général, de conduire les taux de change vers leur valeur d'équilibre.

Selon Tobin, si le marché est efficace « *dans un sens mécanique* »¹⁷, il n'est pas efficient à partir du moment où il ne reflète pas l'information contenue dans les fondamentaux. Alors que dans un monde idéal les anticipations rationnelles doivent mener les taux de change à l'équilibre, dans la réalité ce sont les comportements spéculatifs et grégaires qui guident les comportements des intervenants¹⁸ :

« Dans le monde idéal des anticipations rationnelles (...) la spéculation serait le moteur qui pousse les taux de change vers leur valeur d'équilibre (...) En l'absence de consensus sur les données fondamentales, les marchés sont dominés, comme ceux de l'or, des tableaux rares et, oui, souvent, celui des actions, par des intervenants qui jouent à deviner ce que les autres vont penser » [1978, p.158]

¹⁶ Se référer à Jegourel [2000, 2002] pour une vision historique de la taxe à la Tobin.

¹⁷ Dans le sens où « *les coûts de transactions sont faibles, les communications sont rapides, les prix s'alignent instantanément dans le monde entier* » [1978, p. 157].

¹⁸ « *Les signaux dépassent les estimations rationnelles faites sur la valeur fondamentale des monnaies* » (Tobin [1992]).

Les biais liés à l'accès à l'information parfaite, en particulier sur les données fondamentales, contraignent donc les agents à deviner ce que les autres intervenants vont penser. On retrouve derrière ce raisonnement l'analyse keynésienne¹⁹ et le projet plus ancien de Keynes de taxation des transactions boursières après la grande crise des années 1930 [1936, chapitre 12]²⁰. Derrière les écrits de Tobin et Keynes, on retrouve en effet l'idée commune de taxer les opérations financières – qui répondent à une stratégie de « *concours de beauté* »²¹ plus qu'à une analyse des fondamentaux – afin de réduire la volatilité dite « excessive » des taux de change²². Au final, si les deux projets de taxation diffèrent quelque peu, principalement dans leur faculté à atteindre leurs objectifs, ils convergent sur leur volonté commune de pallier l'inefficience des marchés financiers en pénalisant la spéculation et le mimétisme. C'est en fait en décourageant la spéculation et en allongeant l'horizon de détention des actifs qu'une taxe sur les transactions de changes serait en mesure d'en limiter la volatilité²³.

Dans ses écrits de 1996, Tobin est encore plus explicite :

« faire que les taux de change traduisent dans une plus grande mesure les données fondamentales de long terme par rapport aux prévisions et risques de court terme. J'ai toujours reconnu que les fondamentalistes seraient taxés eux aussi mais je pensais qu'ils auraient des horizons plus larges que les spéculateurs aux concours de beauté de Keynes, et que, par conséquent, ils seraient moins découragés par la taxe. Je pensais que la taxe renforcerait le poids des anticipations régressives par rapport aux anticipations extrapolatives » [1996, p. XII].

¹⁹ Maintes fois mentionnée, l'analogie entre les deux projets a été rendue explicite par Tobin lui-même ([1995, p. 165], [1996, p.12]).

²⁰ Keynes pensait en effet que l'absence de taxation sur le marché de New York, contrairement à la Bourse londonienne (Throgmorton Street), était responsable de la forte instabilité de la fin des années 1920. Une taxe sur les transactions aurait permis selon lui de réduire les comportements spéculatifs à l'origine de la volatilité excessive des marchés financiers. C'est dans ce contexte, que Keynes met en évidence sa célèbre métaphore sur l'interdiction à l'entrée des casinos qu'il compare aux marchés financiers [1936, pp. 159-160].

²¹ Pour une analyse du « *concours de beauté* », voir Keynes [1936, p. 156].

²² On reviendra plus loin sur le concept de « *volatilité excessive* ».

²³ La réduction de la volatilité n'est pas au départ un objectif économique en soi comme le rappelle Spahn [1996, p.27]. Mais à partir du moment où la taxe sur les transactions de change accroît la stabilité macro-économique générale, améliore la répartition des ressources et diminue les primes de risque, on peut la considérer comme tel. La volatilité est en quelque sorte un objectif intermédiaire afin d'atteindre des objectifs finaux d'investissement et de croissance.

Dans cette optique, la taxation des transactions de changes permettrait de stabiliser les marchés financiers par deux mécanismes importants : le différentiel d'intérêt et la réduction du nombre et de l'influence des agents déstabilisants sur les marchés. Nous les présentons ci-après²⁴.

1.2.2 Analyse microéconomique

Dans l'esprit de Tobin [1978, 1995, 1996], bien que la taxation s'appliquât à l'ensemble des agents, elle devait pénaliser en priorité les opérateurs de court terme, répondant à des anticipations « *extrapolatives* » plutôt que les opérations de long terme dont les anticipations sont considérées comme « *régressives* ». C'est donc à travers son interaction avec les anticipations des agents et la durée de détention d'un actif que le processus de taxation à la Tobin opère une « discrimination naturelle » entre les bons et les mauvais opérateurs.

Frankel [1996] démontre que le caractère dissuasif de la taxe Tobin est d'autant plus important que l'horizon d'investissement d'un agent est court. Dans un modèle microéconomique simple où il part de la condition d'arbitrage des taux de rendements entre deux investisseurs représentatifs de pays différents, il décompose son analyse en deux scénarios.

Dans le *premier*, il considère qu'un agent qui cherche à investir à l'étranger sera pénalisé à la fois sur le principal de son actif et sur les revenus d'intérêts de celui-ci²⁵. La condition d'arbitrage s'écrit donc :

$$(1 + i^* y)(1 - t) - t = 1 + iy \quad (1.3)$$

où i est le taux d'intérêt nominal domestique, i^* le taux d'intérêt nominal étranger, y la maturité de l'investissement mesuré en années et t le taux de taxe sur les transactions de change.

En résolvant par rapport au taux de rendement étranger, on obtient :

²⁴ Il existe un troisième mécanisme : la taxe ralentirait la rapidité d'ajustement des marchés des changes. Ce dernier a néanmoins été peu étudié dans la littérature. Une étude récente de Ertuk [2006] montre en effet que la taxe serait stabilisante en réduisant la vitesse de réaction des *traders* aux variations des prix.

²⁵ Bien sûr, on considère que l'agent rapatrie les revenus issus des intérêts.

$$i^* = \frac{iy + 2t}{y(1-t)} = \frac{i + \frac{2t}{y}}{(1-t)} \quad (1.4)$$

Dans le *second* cas, supposons que les revenus d'intérêt seuls soient rapatriés, c'est-à-dire que le principal est conservé en monnaie étrangère. Une nouvelle fois, les agents qui cherchent à investir à l'étranger doivent payer deux fois la taxe, une fois lors de l'achat de l'actif et une fois lorsque les revenus d'intérêt sont reconvertis en monnaie nationale.

La condition d'égalisation des taux de rendement donne cette fois :

$$i^* y(1-t) - t = iy \quad (1.5)$$

Toujours en résolvant par rapport au taux d'intérêt étranger, il nous est possible d'écrire :

$$i^* = \frac{iy + t}{y(1-t)} = \frac{i + \frac{t}{y}}{(1-t)} \quad (1.6)$$

D'emblée, plutôt que de parler d'investissements spéculatifs, nous allons raisonner en terme de flux de court terme²⁶. En effet, le modèle de Frankel, que nous venons de décrire, ne nous renseigne aucunement sur la nature d'un flux : spéculative ou non. Il nous renseigne seulement sur l'horizon – ou la maturité – de l'investissement, par le biais du paramètre y .

Si on analyse l'impact d'une taxe sur les transactions de change selon le degré de maturité de l'investissement, alors on peut tirer comme enseignement principal que la charge de la taxe diminue à mesure que l'horizon d'investissement s'élève. En effet, quelque soit le scénario, plus le paramètre y est important et plus le taux de rendement étranger requis pour valider la condition d'arbitrage est faible :

$$\frac{\partial i^*}{\partial y} = -\frac{1}{(1-t)y^2} < 0 \quad (1.7)$$

²⁶ Nous verrons par la suite que cette hypothèse est au centre de la controverse sur l'efficacité de la taxe à réduire la spéculation et la volatilité.

D'après (1.7), les investissements de court terme, spéculatifs, sont découragés par la taxation des transactions de change.

En outre, on peut montrer que le différentiel d'intérêt est croissant avec le taux de taxation :

$$\frac{\partial i^*}{\partial t} = \frac{1}{y} + \frac{i + \frac{t}{y}}{(1-t)^2} > 0 \quad (1.8)$$

A titre d'illustration, on peut donner quelques exemples numériques de l'implication de ces résultats : dans le scénario où seuls les revenus d'intérêt sont rapatriés dans le pays d'origine, si on retient une taxe sur les transactions de 1% et un taux de rendement national de 10%, alors il faut à l'investisseur un taux de rendement de 11% à l'étranger afin que la relation d'arbitrage soit validée pour un investissement d'une maturité d'un an. Pour une maturité d'un mois, la charge de la taxe est évidemment croissante puisqu'il faut *ceteris paribus* un taux de rendement à l'étranger de 22%, en termes annuels, pour que l'agent soit indifférent entre le fait d'investir dans son pays d'origine ou à l'étranger. Ce taux de rendement s'élève exponentiellement à mesure que la maturité diminue : il est de 63% pour un investissement d'une maturité égale à une semaine²⁷.

1.2.3 Impact sur la stabilisation des cours de change

Dans l'esprit de Tobin [1978], la réduction du nombre de spéculateurs présents sur les marchés des changes n'est qu'un objectif intermédiaire dans le processus de stabilisation des taux de change. On peut démontrer, en s'appuyant sur les travaux de Frankel [1996] et d'Arestis et Sawyer [1997, 1998], la faculté de la taxe Tobin à réduire la volatilité des taux de change via son effet sur les spéculateurs.

²⁷ Les valeurs exactes des taux de rendement étranger, les résultats ayant été arrondis à l'entier le plus proche, sont 11,1% pour un horizon d'un an, 22,2% pour un mois et 62,6% pour une semaine.

Supposons le taux de change s déterminé par le rapport entre les offres d'actifs domestiques et étrangers, notées m , et la demande d'actifs domestiques d . Toutes ces variables sont présentées sous leur forme logarithmique. On peut dès lors écrire :

$$s = m - d + u \quad (1.9)$$

avec u un terme d'erreur inconnu.

Le marché des changes est composé d'une fraction w d'investisseurs de long terme et $1-w$ de spéculateurs de court terme²⁸. Cela permet de décomposer la demande comme suit²⁹ :

$$d = wd_i + (1-w)d_s \quad (1.10)$$

En supposant que les investisseurs anticipent que le taux de change s'aligne sur sa valeur d'équilibre de long terme ($\bar{s}$), à un taux θ (comme dans le modèle de surréaction de Dornbush [1976]), et les spéculateurs qu'il diverge le long d'un sentier de bulle spéculative, à un taux δ , on peut écrire le taux de dépréciation anticipé (exp) des deux agents :

$$\exp depr_i = -\theta(s - \bar{s}) \quad (1.11)$$

$$\exp depr_s = +\delta(s - \bar{s}) \quad (1.12)$$

Supposons enfin que f_i et f_s représentent les élasticités de la demande d'actifs étrangers par rapport aux anticipations de chaque type d'agents. Le paramètre f peut être interprété comme le degré de mobilité internationale du capital.

La demande totale d'actifs domestiques est donc donnée par :

$$d = wf_i\theta(s - \bar{s}) - (1-w)f_s\delta(s - \bar{s}) \quad (1.13)$$

En résolvant par rapport au taux au comptant, nous obtenons :

$$s = \frac{\{m + [-(1-w)f_s\delta + wf_i\theta]\bar{s} + u\}}{\{1 - (1-w)f_s\delta + wf_i\theta\}} \quad (1.14)$$

La variabilité du taux au comptant est par conséquent :

²⁸ Le modèle de Frankel [1996] s'inscrit pleinement dans la lignée des modèles d'interaction entre fondamentalistes et chartistes du type Frankel et Froot [1988]. Nous reviendrons en détails sur cette littérature dans le chapitre 3.

²⁹ Dans le chapitre 3, nous proposerons une méthode d'*endogénéisation* de w .

$$Var(s) = \frac{Var(m+u)}{[1 + wf_i\theta - (1-w)f_s\delta]^2} \quad (1.15)$$

Pour une variance donnée d'offre de monnaie (m) et d'autres déterminants tels (u)³⁰, les investisseurs i agissent pour réduire la variance du taux de change et les spéculateurs (s) pour l'augmenter. A partir de ce raisonnement, une volatilité élevée du taux de change résulte d'une sensibilité trop faible des investisseurs à leurs anticipations stabilisatrices (f_i dans l'analyse précédente). La position de Tobin [1978, 1995] est telle que c'est plutôt la réponse des spéculateurs à leurs anticipations qui est trop élevée. C'est pourquoi la volatilité provient d'un faible nombre d'investisseurs de long terme (w)³¹, c'est-à-dire d'une insuffisance du nombre d'investisseurs relativement aux spéculateurs, ou d'une trop forte élasticité de ces derniers (f_s)³².

Conformément aux assertions de Tobin, la taxe aurait pour effet de diminuer la sensibilité des spéculateurs aux variations de change, c'est-à-dire de diminuer f_s , et/ou d'augmenter directement w , le nombre relatif d'investisseurs sur le marché des changes.

Les travaux de Frankel [1996] confirment donc l'effet positif de la taxation sur le différentiel d'intérêt évoqué par Tobin [1974, 1978] et démontrent que les transactions de court terme sont plus lourdement pénalisées que les transactions de long terme. De ce point de vue, la taxe, outre l'accroissement de l'autonomie monétaire des Etats qu'elle permet, serait susceptible de réduire la variabilité des cours du change en enrayant les comportements spéculatifs.

1.3 L'attrait de nouveaux objectifs

³⁰ C'est-à-dire en raisonnant à dénominateur constant dans l'équation (1.15).

³¹ $\frac{\partial Var(s)}{\partial w} < 0$.

³² $\frac{\partial Var(s)}{\partial f^s} > 0$

Comme nous l'avons vu, Tobin [1978, 1996] a surtout mis l'accent sur la capacité d'une taxe sur les transactions de change à préserver l'autonomie macroéconomique et monétaire des Etats et à rendre les taux de change plus conformes aux anticipations de long terme. Pourtant, on a assisté à un glissement des objectifs de la taxe Tobin vers deux objectifs majeurs : d'une part brider la spéculation et, d'une manière générale, lutter contre le « pouvoir de la finance »³³ et d'autre part générer de nouvelles ressources susceptibles de réduire les inégalités de richesse³⁴.

De 1972, date de la proposition originelle de Tobin, au milieu des années 1990 et à la succession de plusieurs crises financières, la proposition du prix Nobel 1981 est ignorée par ses pairs. Tobin [1996, p.X] reconnu finalement quelques années plus tard « *qu'elle s'enfonça dans l'eau comme une pierre* ». Certes, ce dernier se réjouissait de voir sa proposition à nouveau citée à chaque nouvelle crise de change, mais d'une manière générale, regrettait le manque d'intérêt pour sa proposition de la part des universitaires et des décideurs politiques.

C'est seulement à la fin des années 1990 que le projet de taxation des transactions des changes pris une toute autre ampleur. Si la multiplication des crises n'est pas étrangère à l'émergence de la taxe Tobin des notes de pages auxquelles elle était abonnée, c'est surtout la réinterprétation du projet initial de Tobin, fondée sur des idées altermondialistes et portées par plusieurs ONG, dont ATTAC (Association pour la taxe Tobin d'Aide aux Citoyens), qui a suscité l'intérêt général.

C'est donc paradoxalement les idées dont il était le plus éloigné qui vont donner à la proposition du Nobel une nouvelle dimension. Plus particulièrement, c'est l'idée que la taxe Tobin puisse être une nouvelle source de financement pour le développement et incarne symboliquement une façon de rétrocéder une partie du volume considérable des marchés des changes, qui suscite l'intérêt. Pour certains partisans, la taxe Tobin, quel que soit son efficacité, s'attaquerait aux marchés financiers, jugés déconnectés de l'économie réelle. Cela permettrait de déplacer l'imposition du travail vers l'imposition du capital (Parlement Européen [2000]) et de

³³ Etant donné les vives controverses idéologiques et politiques, et afin de ne rester objectif envers les lobbying qui en sous-estiment ou en sur-estiment la portée, nous ne traiterons pas cette thématique dans cette thèse.

³⁴ Le chapitre 5 est consacré aux recettes de la taxe. Nous ne rentrerons donc pas ici dans des détails plus techniques.

lutter contre ce que certains appellent « la tyrannie » des marchés financiers. Les idées de ce type ont été sévèrement critiquées par les spécialistes des marchés financiers et des marchés des changes, mais également par Tobin lui-même.

Les idées altermondialistes sont en effet fort éloignées des idéaux libres échangistes du prix Nobel, comme ce dernier le déclare à plusieurs reprises en 2001. De surcroît, le prix Nobel n'a jamais fait des recettes son objectif prioritaire, les considérant comme un « à côté » [1996, p.10], « *l'objectif de la taxe n'étant pas de maximiser les revenus* » [1996, p.16].

A la fin des années 1990, les montants estimés – de deux à trois mille milliards de dollars annuels – érigent la taxe Tobin au rang de taxe « à la Robin des bois », du nom d'une ONG britannique. Progressivement, les estimations mécaniques, consistant à appliquer un taux de 1 ou 0,5% sur un volume des changes dépassant le milliard de dollars annuels, laissent la place à des estimations plus techniques, lesquelles revoient le taux de taxation à la baisse et s'efforcent de prévoir la réduction éventuelle de la base taxable. En l'absence de quantification empirique de la réduction de la taille du marché, et donc de l'assiette, les estimations sont fort hétérogènes. Afin de légitimer les résultats obtenus, les auteurs n'ont cessé de revoir les montants à la baisse.

Pourtant, l'intérêt pour les recettes d'une telle taxe ne désemplit pas depuis. Plusieurs raisons expliquent cet engouement : d'une part, il subsiste de nombreuses controverses théoriques et idéologiques concernant les objectifs traditionnels de la taxation des transactions de change, comme nous le verrons par la suite. C'est pourquoi plusieurs études sur le sujet recommandent de conserver comme objectif principal la possibilité de générer de nouvelles rentrées fiscales. Parmi celles-ci, certaines proposent de maximiser les revenus de la taxe. Sous certaines conditions favorables (voir chapitre 5), les revenus annuels d'une telle taxe pourraient dépasser 200 milliards de dollars. D'autres, gardant à l'esprit que les conséquences sur les marchés financiers peuvent être dangereuses (voir section 3.5), proposent de maximiser les recettes sous la contrainte d'un taux relativement faible, quelques points de base seulement. Les revenus demeureraient conséquents, plusieurs dizaines de milliards de dollars annuels, sans pour autant affecter le fonctionnement du marché des changes.

D'autre part, son attrait réside dans la perspective de disposer d'une nouvelle « manne » financière susceptible de suppléer l'aide au développement. Incontestablement, même à faible taux, et même en cas de réduction significative du volume du marché des changes, la taxe Tobin rassemblerait des sommes considérables. Pour preuve, cet exemple simple : sur une base de 1880 milliards de dollars journaliers et d'un taux infime d'un point de base, alors on obtiendrait tout de même 47 milliards de dollars : $250 \times 1880 \times 0,0001$. Bien évidemment, ce raisonnement surestime les recettes puisque la réduction endogène du marché suite à l'augmentation des coûts de transaction induite par la taxe n'est pas prise en compte. Or, pour le moment aucune estimation empirique de cette dernière n'est disponible. C'est ce que pointent du doigt les opposants à une taxe de type Tobin, pour qui le marché serait considérablement réduit et les recettes finalement beaucoup plus maigres que les montants évoqués.

Outre les imperfections techniques du mode de calcul qui ternissent la crédibilité des estimations actuelles, il existe des critiques quant à l'idée même de générer des revenus par une taxe Tobin. Ces dernières viennent à la fois des opposants et des partisans à une telle mesure. Tout d'abord, maximiser les recettes est inconcevable avec la volonté de courber la spéculation. Il est en effet contradictoire de vouloir maximiser les revenus tout en voulant réduire la base taxable ! Certains partisans d'une taxe Tobin reprochent de vouloir, par ce biais, exploiter l'activité spéculative plutôt que de la contraindre.

Ensuite, si on fait abstraction des obstacles politiques et techniques liés à son application (quelle institution aurait la charge de collecter les recettes de la taxe ?), il est peu probable que les gouvernements nationaux acceptent de sacrifier des sources de revenus importantes, ainsi que leur souveraineté fiscale, pour favoriser l'émergence des pays en développement.

Enfin, c'est la politique de redistribution d'une façon générale qui est critiquée : l'affectation des recettes aux pays du Sud ne serait pas efficiente et ne serait pas le meilleur moyen d'aider les pays en développement (OCDE [2002], Spahn [2002]). Des réformes structurelles, telle que la stabilisation des taux de change

1.4 Les limitations de la taxation des opérations de change

La capacité de la taxation des transactions de change à atteindre les différents objectifs présentés a été vivement remise en cause. Les fondements théoriques, *via* les travaux de Frankel, ont été contestés. Ainsi, l'accroissement de l'autonomie monétaire serait surestimé (1.4.1), il existerait un conflit d'objectifs (1.4.2.) et la taxe serait insuffisante pour effacer significativement la spéculation et enrayer les crises de change (1.4.3)

1.4.1 Un accroissement de l'autonomie monétaire surestimé

Nous avons montré l'intérêt de la taxation des transactions de change en termes d'autonomie monétaire dans la section 1.1.2. Ce résultat est toutefois largement surestimé. Dans cette section, on montre que lorsque les anticipations de change sont non nulles, l'impact de l'élargissement du différentiel d'intérêt suite à la taxe s'en retrouve nettement amoindri. La taxe a toujours un effet plus important, et non négligeable pour des opérations de court terme, mais son aptitude à élargir la bande d'intérêt s'amenuise à mesure que la variation anticipée du change est forte, comme nous pouvons le montrer à partir des travaux du Ministère français des finances [2001]. Plaçons-nous dans le cadre d'une parité de taux d'intérêt non couverte où le ratio change à terme sur change au comptant est maintenant remplacé par le ratio du taux de change anticipé.

Soit $\frac{1}{h}$ la durée de détention de l'actif (exprimé en années) et δe la variation anticipée du taux de change de l'actif étranger ($\delta e > 0$ correspond à une dépréciation de la monnaie domestique). En l'absence d'opportunité d'arbitrage, l'égalité suivante doit être respectée :

$$(1+i)^{\frac{1}{h}} = (1+i^*)^{\frac{1}{h}} (1-t)^2 (1+\delta e) \quad (1.16)$$

Après arrangements, on peut en déduire l'expression du taux d'intérêt étranger :

$$i^* = \frac{1+i}{(1-t)^{2h}(1+\delta e)^h} - 1 \quad (1.17)$$

Il est donc possible de calculer la valeur du taux d'intérêt étranger à partir de laquelle un placement devient rentable. Le tableau suivant (1.2) simule la variation du taux d'intérêt étranger exigé selon que le taux de change anticipé soit nul ou déprécié de 2%. Les valeurs de départ à sont les suivantes : taxe Tobin de 1%, taux d'intérêt domestique initial de 4%.

**Tableau 1.2 Effet d'une taxe Tobin sur l'autonomie de la politique monétaire
(parité non couverte)**

Maturité	Taux de rendement exigé si	
	Taux de change constant	Dépréciation de 2%
1 jour	159613%	16%
1 semaine	196%	6%
1 mois	32%	4%
6 mois	8%	4%
1 an	6%	4%
5 ans	4%	4%

Source : Ministère français des finances [2001]

Ce tableau montre qu'à taux de change inchangé, l'effet de la taxe Tobin est indéniable, puisque le taux de rendement étranger exigé atteint des valeurs beaucoup plus élevées que les 4% initiaux. En revanche, lorsqu'une anticipation de change significative est prise en compte, l'impact de la taxe se délite rapidement. Seul son effet à très court terme (une journée à une semaine) demeure bénéfique. Pour une dépréciation de 2%, le différentiel disparaît pour des placements d'une maturité supérieure à une semaine. En répliquant la démarche du ministère français des finances, il apparaît qu'une dépréciation d'un peu plus de 2%³⁵ annule complètement l'effet de la

³⁵ D'après nos calculs, même une dépréciation anticipée de 2,1% suffirait à annihiler l'effet de la taxe sur la bande de taux d'intérêt pour des placements d'une journée.

taxe sur le différentiel pour une transaction journalière. Par conséquent, la taxe Tobin serait efficace à très court terme seulement à mesure que la dépréciation anticipée s'élèverait³⁶.

Il semble donc que l'effet attendu d'une taxe Tobin sur le différentiel d'intérêt soit fortement contraint et, en outre, qu'il ne soit significativement positif que pour des placements à maturité de court ou très court terme. Il est alors légitime de se demander quelle serait l'utilité d'accroître les degrés de liberté de la politique monétaire, si cette autonomie ne peut être utilisée que pour du très court terme³⁷ ? En effet, la réussite d'une politique de relance monétaire ne se comptabilise qu'à moyen ou long terme, le but étant d'accroître des investissements réels.

L'insuffisance démontrée de la taxe Tobin en matière d'accroissement de l'autonomie monétaire n'est finalement pas un problème très important. En effet, cette volonté, chère à Tobin dans les années 1970, est de moins en moins défendue par les partisans d'une taxe sur les transactions de change. L'objectif originel a été peu à peu délaissé, compte tenu des attentes actuelles des autorités monétaires dont les actions visent principalement à minimiser les tensions inflationnistes.

1.4.2 Autonomie monétaire et stabilisation des taux de change : un conflit d'objectifs

Bird et Rajan [1999, 2001]³⁸ ont proposé une extension du modèle macroéconomique de Frankel [1996] en endogénéisant simplement le taux de change de long terme ($\bar{s}$). En approximant ce dernier par une relation de parité des pouvoirs d'achat (PPA), les auteurs montrent (implicitement) que les objectifs de réduction de la volatilité et d'accroissement de l'autonomie monétaire sont liés³⁹.

³⁶ L'effet positif de la taxe Tobin sur la bande de fluctuation des taux est par ailleurs surestimé puisque nous avons retenu un taux de taxation de 1%, bien supérieur à ce que nous prévoyons pour la réalité.

³⁷ C'est un argument qui est défendu par De Grauwe [2000].

³⁸ Voir également Haberler [2003] pour un commentaire sur les travaux de Bird et Rajan [1999, 2001].

³⁹ Puisque ces deux objectifs sont liés, il nous présenterons dans le chapitre 3 certains résultats relatifs à la question de l'autonomie monétaire.

Analytiquement, la relation (1.14) peut être réécrite en remplaçant le taux de change par sa nouvelle valeur de long terme $\bar{s} = p_A - p_B$ où p_A et p_B désignent respectivement les niveaux des prix domestiques et étrangers :

$$s = \frac{\{m + [-(1-w)f_s\delta + wf_i\theta](p_A - p_B) + u\}}{\{1 - (1-w)f_s\delta + wf_i\theta\}} \quad (1.18)$$

La variance qui en découle est donnée par l'expression suivante :

$$\begin{aligned} Var(s) = & \frac{1}{\{1 - (1-w)f_s\delta + wf_i\theta\}^2} Var(m) + (1-d)^2 (Var(p_A) + Var(p_B)) \\ & + Var(u) - 2(1-d)[Cov(m, p_A) - Cov(m, p_B)] - 2(1-d)Cov(p_A, p_B) \end{aligned} \quad (1.19)$$

Les auteurs font un certain nombre d'hypothèses : le terme d'erreur est non corrélé avec les prix et les demandes d'actifs et les covariances ne sont pas considérées : $Cov(u, m) = Cov(u, p_A) = Cov(u, p_B) = 0$.

Deux résultats sont dégagés :

- dans le cas général, le modèle accrédite les thèses de Frankel [1996] et de Tobin [1996] puisque la volatilité du taux de change diminue en augmentant le nombre d'investisseurs de long terme et en réduisant l'élasticité des spéculateurs
- dans le cas particulier où la covariance des prix des deux pays est nulle, alors la volatilité s'accroît. En effet, en négligeant la variance des fondamentaux ($Var(m)$) et en supposant que le dénominateur du premier terme est positif, $Var(s)$ augmente si $Cov(p_A, p_B) = 0$.

Le second résultat repose donc sur l'hypothèse que les actifs sont non corrélés en régime de changes flexibles : $Cov(p_A, p_B)$ tend vers zéro. En effet, si les deux pays maintiennent des politiques macroéconomiques suffisamment indépendantes, les niveaux des prix sont non corrélés et la volatilité augmente. En d'autres termes, l'indépendance des politiques macroéconomiques a un coût : la variabilité des taux change.

Ce dernier résultat met en exergue l'existence d'un conflit d'objectif éventuel entre la restauration de l'autonomie macro-monnaire et la réduction de la volatilité auxquels la taxation des transactions de change « s'attaque », les deux objectifs étant négativement corrélés. Si la volatilité augmente, alors un cercle vicieux est susceptible de se mettre en place : le nombre de spéculateurs va augmenter, puisque ces derniers vont profiter de la variabilité pour spéculer. Nous redémontrons ce phénomène dans le chapitre 3.

1.4.3 Une incapacité à lutter contre les crises de change

Si la taxe Tobin est susceptible de rentrer en conflit avec le surcroît d'autonomie macroéconomique souhaité et d'accroître la volatilité, elle serait également insuffisante pour lutter efficacement contre la spéculation de grande ampleur et les crises de changes. Sur un plan méthodologique, il est reproché à Frankel [1996] de s'inscrire dans le cadre très hypothétique de la parité des taux d'intérêt couverte.

Or, lorsqu'on raisonne en parité de taux d'intérêt non couverte – c'est-à-dire lorsque les anticipations de taux de change sont considérées – l'impact de la taxe sur le différentiel d'intérêt – et donc sur la spéculation – s'avère beaucoup plus limité, comme nous allons le montrer.

1.4.3.1 L'analyse de Bird et Rajan

Bird et Rajan [1999, 2001, 2002] se sont intéressés à la prise en compte des anticipations dans le modèle de Frankel [1996]⁴⁰. Si on maintient l'hypothèse, controversée, que les transactions de court terme sont de nature spéculative, il semble qu'une taxe Tobin ait peu d'effet sur la volatilité du taux de change, notamment en période de panique financière avec retraits massifs de capitaux.

Considérons à l'instar du modèle de Frankel, et en conservant la notation précédente, la condition d'arbitrage des taux d'intérêt couverte. Introduisons à présent

⁴⁰ Nous l'appelons le modèle de Frankel [1996] parce qu'il a été le premier à proposer une étude complète de l'effet d'une taxe Tobin sur la spéculation par le bais du différentiel d'intérêt, mais ce modèle, à plusieurs variantes près, a été repris dans de nombreux articles et études sur la taxe Tobin.

les anticipations de change pour raisonner dans le cadre de la parité non couverte (1.20) avec E le taux de change au comptant et E^e le taux de change futur anticipé⁴¹ :

$$(1 + i^* y) \frac{E^e}{E} = (1 + iy) \left(\frac{1+t}{1-t} \right) \quad (1.20)$$

La résolution de cette expression par rapport à i^* nous permet d'écrire la relation suivante :

$$i^* = \frac{1}{y} \left[\left(\frac{1+t}{1-t} \right) \left(\frac{E}{E^e} \right) - 1 \right] + i \left(\frac{1+t}{1-t} \right) \left(\frac{E}{E^e} \right) \quad (1.21)$$

Si on exclut le terme de droite, sans que cela ne nuise à l'analyse, et que l'on suppose une parfaite constance du taux de change, $E = E^e$, on peut réécrire le taux de rendement étranger comme suit :

$$i^* = \frac{1}{y} \left(\frac{2t}{1-t} \right) \quad (1.22)$$

Cette égalité implique, toutes choses égales par ailleurs, que plus la maturité de l'investissement est importante et plus le taux étranger nécessaire pour que la condition d'arbitrage soit validée est faible ($\frac{\partial i^*}{\partial y} < 0$). A taux de change constant, la charge de la taxe est inversement corrélée à la maturité de l'investissement à l'étranger. Dans ce cas de figure, on retrouve bien le résultat mis en exergue par Frankel [1996].

En revanche, si on lève l'hypothèse de constance du taux de change, il est possible de réécrire la variation du taux de rendement étranger comme une fonction de la maturité de l'investissement :

$$\frac{\partial i^*}{\partial y} = \left(\frac{-1}{y^2} \right) \left[\left(\frac{1+t}{1-t} \right) \left(\frac{E}{E^e} \right) - 1 \right] \quad (1.23)$$

Si $\frac{E^e}{E} < \frac{1+t}{1-t}$ (*condition A*), alors la relation inverse entre la charge de taxation et la maturité de l'investissement prévaut. En revanche, si le pays subit une crise de change,

⁴¹ Le taux de change pris en compte est le nombre d'unités d'une monnaie nationale pour une unité de monnaie internationale.

il subit une pression à la baisse de la monnaie domestique. Par conséquent, la *condition A* devient $\frac{E^e}{E} > 1$.

La *condition A* est donc fortement remise en cause. Pour la satisfaire, le rapport entre le taux de change anticipé et le taux de change au comptant doit être inférieur à 1,2 dans le cas d'une taxe, déjà élevée, de 1%. Or en réalité, dans les périodes d'attaques spéculatives, les dépréciations peuvent largement dépasser 20%. L'ampleur de la taxation des transactions de change s'avère donc trop faible pour lutter efficacement face aux crises de change.

1.4.3.2 L'analyse de Davidson

Tout comme Bird et Rajan, mais en se plaçant dans un cadre différent de l'arbitrage des taux d'intérêt, Davidson [1997] montre que la taxe Tobin n'a aucun effet sur les attaques spéculatives. Dans une optique post-keynésienne, ce dernier se démarque de l'analyse en différentiel de taux de rendement annuels et remet en cause la corrélation entre maturité de l'investissement et charge de taxation.

Implicitement, les travaux de Davidson [1997] répondent à un ensemble de critiques formulées par Kenen [1995] et par Terzi [2003] sur l'assimilation entre gain (ou perte) en capital et différentiel de taux d'intérêt. Cette dernière s'avère particulièrement problématique en ce qui concerne le marché des changes. Pour le démontrer, Davidson emprunte la modélisation suivante.

Soit q les gains futurs envisagés par un investisseur et liés à la détention d'un certain actif en devises, c les coûts de portage, et T les coûts de transaction générés par ses opérations d'achat et de revente. q et c sont supposés croissants avec l'horizon temporel de détention de l'actif mais T est considéré comme indépendant de cet horizon, bien qu'il augmente lorsque la valeur de transaction de l'actif s'élève. P^t et P^{t+1} sont respectivement le prix d'achat et le prix de vente anticipés de l'actif considéré. Si $P^{t+1} - P^t > 0$, alors l'agent anticipe un gain en capital dans la détention de cet actif, et inversement.

Il est donc possible d'écrire l'inégalité suivante lorsque l'agent est haussier :

$$(q - c) + P^{t+1} - P^t - T > 0 \quad (1.24)$$

Sans taxe sur les transactions de change, ni coûts de transaction ($T=0$) et dans le cas simple où il n'y a pas de revenu net futur ($q-c=0$), l'agent sera donc haussier si :

$$\frac{P^{t+1}}{P^t} > 1 \quad (1.25)$$

Si on introduit une taxe Tobin (t), le comportement du gestionnaire de portefeuille se modifie. Il sera haussier si :

$$(q - c) + (P^{t+1} - P^t)(1 - t) - T > 0 \quad (1.26)$$

Il est par conséquent possible d'exprimer la variation anticipée du prix de l'actif en fonction de la taxe sur les transactions de change dans le cas où l'agent est haussier :

$$\frac{P^{t+1}}{P^t} > \frac{1+t}{1-t} \quad (1.27)$$

De façon analogue, lorsque l'agent est baissier, la relation devient :

$$\frac{P^{t+1}}{P^t} < \frac{1+t}{1-t} \quad (1.28)$$

La faculté de la taxe à enrayer la spéculation résulte donc de la différence entre la variation anticipée du taux de change et le ratio $\frac{1+t}{1-t}$ ⁴². En combinant (1.26) avec (1.27), on constate que pour une taxe de 0,5%, *ceteris paribus*, le prix futur anticipé doit augmenter de plus de 1,1% par rapport à la situation sans taxe Tobin afin d'induire un sentiment haussier⁴³. C'est pourquoi l'imposition d'une taxe Tobin ne réprimera pas significativement la spéculation de court terme s'il y a une véritable envolée du taux de change.

Si on reprend les crises financières que l'on évoquait précédemment et qui pour certaines faisaient état de taux de dépréciation de plus de 60% pendant des semaines, il aurait fallu une taxe Tobin de 23% pour enrayer la spirale à la baisse de la monnaie domestique ! La taxe Tobin peut donc éventuellement être partiellement efficace pour les intrants de capitaux, mais ne peut en aucun cas être efficace pour ce qui est des flux sortants, en particulier en cas de crise liée à une forte dépréciation du cours de change. Davidson va plus loin que Bird et Rajan : à partir du moment où la taxe ne peut pas, de

⁴² Notons qu'ici nous pouvons vraiment parler de spéculation, puisque nous ne nous plaçons plus dans le cas où nous assimilons transactions de court terme et spéculation, mais dans un cadre où l'achat et le revente d'un actif sont motivés par une plus-value.

⁴³ 0,2% avec une taxe de 0,1% et 2,02% avec une taxe de 1%.

toute façon, couvrir pleinement les gains ou pertes potentielles à 100%, elle est forcément inefficace. Le fait de raisonner en terme de taux de rendement annuels est, selon lui, trompeur : cela laisse penser que « les grains de sable d'une taxe à faible taux peuvent se transformer en pavés écrasants » lorsqu'il s'agit de flux spéculatifs⁴⁴.

1.4.3.3 Taxation des transactions de change et crises spéculatives : la controverse

Le scepticisme formalisé par Bird et Rajan [1999, 2001] sur l'utilité d'une taxation des transactions de change en cas de crise a été vivement discuté dans la littérature.

Si on reprend tout d'abord les travaux de Spahn [2002], il semble évident que la *condition A* ne tient plus. Ce dernier montre en effet que la lire italienne a perdu 20% de sa valeur lors de la crise du SME (1992), le rupiah indonésien 80% lors de la crise asiatique de 1997, le peso mexicain et le real brésilien entre 35 et 60% (1994 et 1999 respectivement) et le rouble russe 60% de sa valeur en 1998.

De Brunhof et Jetin [2001], pourtant plutôt partisans d'une telle mesure, relativisent également l'intérêt d'une taxe Tobin pour des attaques spéculatives de grande ampleur. La faiblesse du taux de taxation leur paraît insuffisante pour réprimer significativement la spéculation de court terme lors de véritables envolées du taux de change, comme c'est le cas lors de crises importantes.

Il en va de même pour Jegourel et Kauffmann [2006] pour qui, sauf à considérer que le spéculateur annualise le coût de la taxe, le taux de taxation reste bien inférieur aux niveaux de dépréciation habituellement anticipés en cas de crise. Ces derniers argumentent en outre « *qu'en matière de politique économique, l'intérêt n'est pas tant de fixer (...) le taux d'intérêt à un niveau différent du taux d'intérêt étranger que de pouvoir dévier de ces conditions d'équilibre sans que la pression qui s'exerce sur les cours de change ne soit trop forte* » [2006, p.7].

L'incapacité de la taxe à enrayer les crises de change ne serait toutefois pas uniquement liée à la faiblesse du taux de taxation. Cukierman et *al.* [2004] montrent, en endogénéisant le choix du régime de change, que la probabilité de survenance d'une

⁴⁴ En fait, les analyses précédentes de type Frankel s'appuient fortement sur cet arbitrage des taux de rendement annuels. Ainsi, une faible taxe se transforme-t-elle en une charge importante à court terme lorsqu'on convertit un taux de rendement annuel en taux journalier sur 365 jours.

crise de change est susceptible d'augmenter en cas d'instauration d'une taxe Tobin⁴⁵. Les Etats sont en effet conduits à réduire leur bande de taux de change afin de diminuer l'incertitude de change, ce qui augmente la probabilité de crise.

De Grauwe [2000], quant à lui, évalue l'intérêt d'une taxe Tobin face à des crises bancaires et monétaires⁴⁶. S'il se déclare favorable aux contrôles ponctuels sur les sorties de capitaux (lors de paniques bancaires par exemple) lorsque le rôle de prêteur en dernier ressort des banques centrales est insuffisant, la taxe Tobin, dans sa forme originelle, constitue une mesure permanente, qui selon lui poserait les mêmes problèmes d'aléa de moralité. Dans le cas des pays émergents, il considère comme prioritaire le renforcement des contrôles prudeniels et recommande des contrôles temporaires sur les capitaux uniquement en cas de panique bancaire.

Eichengreen [1996] souligne néanmoins qu'il ne faut pas « jeter le bébé avec l'eau du bain ». Quoique l'effet de la taxe demeure faible en cas de crise, il serait susceptible d'éviter la survenance de crises encore plus lourdes. C'est dans le mécanisme qui conduit à une crise de change que la taxe peut s'avérer être utile. Griffith-Jones [1996], Arestis et Sawyer [1997] – ou avec davantage de réserves – Eichengreen et *al.* [1995], Bensaid et Jeanne [1996], Eichengreen [1999], Berglund et *al.* [2001] pensent qu'une taxe de type Tobin est en mesure de réduire la probabilité qu'une attaque spéculative mineure ne se transforme en crise de change. Au minimum, en réduisant l'ampleur des positions ouvertes au moment d'une attaque, elle serait susceptible d'en limiter le coût. On peut en effet penser que les opérateurs anticipant la poursuite d'une tendance seront conduits à s'interroger sur la crédibilité de ce *trend*, à partir du moment où la taxe frappe plus que proportionnellement les opérations de court terme. Elle contribuerait par conséquent, comme Tobin le pensait, à renforcer le poids accordé aux anticipations de long terme, et contraindrait les gouvernements à faire respecter leurs cibles de taux de change, ou tout du moins, à élargir leur horizon d'intervention.

Ces arguments sont néanmoins conditionnels à l'effet de la taxation sur les opérations spéculatives de court terme. Ce dernier demeure, comme nous allons à

⁴⁵ Des deux effets isolés par les auteurs, c'est l'effet positif de la taxe sur la probabilité d'apparition d'une crise qui semble l'emporter.

⁴⁶ Les crises asiatiques (1997-1998) par exemple.

présent le voir, fortement controversé. La taxe Tobin pourrait en effet être source de dangers éventuels pour l'économie mondiale.

1.5 Une source de dangers éventuels

Dans la mesure où les limitations évoquées dans la section précédente seraient validées, la taxe Tobin serait dangereuse sous certains aspects : elle pénaliserait l'arbitrage et non la spéculation (1.5.1), assécherait le marché des changes (1.5.2) et pénaliserait l'économie réelle (1.5.3).

1.5.1 Arbitrage *versus* spéculation

Il est fréquent de trouver, dans les arguments allant à l'encontre de la taxation des transactions de change, qu'elle découragerait l'arbitrage plus que la spéculation. Plusieurs auteurs dénoncent la vision qu'ont du marché des changes les partisans d'une taxe Tobin. Selon Stotsky [1996], le MINEFI [2000], Spahn [2002], Mende et Menkhoff [2003] ou Grahl et Lysandrou [2003], le fonctionnement du marché des changes serait mal perçu par les partisans d'une telle taxe. Cette dernière pénaliserait davantage les opérations d'arbitrage, nécessaires au partage des risques, plutôt que la spéculation⁴⁷.

On peut néanmoins attester, dès à présent, de la recevabilité des assertions précédentes à partir d'un raisonnement formalisé. Pour le montrer, utilisons le modèle de Terzi [2003]⁴⁸. Ce dernier présente l'avantage d'offrir une formalisation hybride

⁴⁷ Pour les spécialistes du marché des changes, l'arbitrage est différent de la spéculation dans le sens où il n'appelle aucune prise de position (voir Mende et Menkhoff [2003]).

⁴⁸ Il est également possible de le démontrer à partir du modèle de Davidson [1997], ce dernier dénonçant la dangerosité de l'impact d'une taxe de type Tobin sur l'arbitrage.

entre le modèle de Frankel [1996] et le modèle de Davidson [1997]⁴⁹. Cette formule permet de pallier les faiblesses des deux visions : la distinction entre les gains de capital et le paiement des intérêt pour Frankel ; la non prise en compte de la période de détention de l'actif chez Davidson.

Terzi [2003] réécrit la condition de parité d'intérêt comme suit :

$$\frac{P^{t+1}}{P^t} = \frac{(1 + i_A)}{(1 + i_B)} \quad (1.29),$$

le trader étant indifférent entre détenir une monnaie domestique x et une devise étrangère y . P^t et P^{t+1} sont respectivement le prix d'achat actuel et le prix de vente anticipé à un instant donné dans le futur. Cela signifie que si un agent vend un acompte en dollars pour détenir un acompte en euros, puis procède à l'échange inverse un mois plus tard, il n'y aura aucun gain si l'appréciation anticipée de l'euro est compensée par une augmentation comparativement plus élevée de l'intérêt payé sur les acomptes en dollars.

Si la taxe est équivalente à un pourcentage du *spread*, c'est-à-dire de l'écart entre le prix d'achat et le prix de vente, alors l'achat et la vente de l'agent seront tous deux majorés du montant de la taxe. Le prix de vente (*ask*) pour acquérir la monnaie étrangère sera donc $P^t(1+t)$, alors que le prix de la revente (*bid*) de la monnaie étrangère sera $P^{t+1}/(1+t)$ ⁵⁰.

En réécrivant (1.29) avec une taxe de type Tobin, on obtient :

$$\frac{P^{t+1}}{P^t} = (1+t)^2 \frac{(1 + i_A)}{(1 + i_B)} \quad (1.30)$$

De (1.30), il résulte qu'étant donné les taux d'intérêt, et pour tout horizon temporel donné, la taxe contraint les traders à détenir un gain en capital $(1+t)^2$ fois plus grand qu'en l'absence de taxe. Dans le cas où les taux d'intérêt sont identiques, la réaction de chaque trader dépend de l'arbitrage suivant :

$$P^{t+1} > P^t(1+t)^2 \quad (1.31)$$

⁴⁹ Ce dernier modèle (Davidson [1997]) permet également de montrer qu'une taxe Tobin pénaliserait davantage l'arbitrage que la spéculation.

⁵⁰ Nous reviendrons plus loin dans cette thèse sur la définition du *spread*, du cours acheteur et du cours vendeur.

Selon le raisonnement de Terzi [2003], il est plus correct de dire que la taxe agit sur de petits montant anticipés, plus faibles que $(1+t)^2$, que sur les flux de court terme. En pénalisant les *traders* qui recherchent des profits sur de petits mouvements de change, alors la taxe découragerait l'arbitrage mais pas la spéculation.

Outre l'étude théorique de Davidson [1997] qui confirme, pour une période de temps donnée seulement, les résultats de Terzi [2003], on trouve dans littérature sur la taxe Tobin deux autres modèles théoriques évaluant les effets d'une telle taxe sur la nature des opérations menées par les *traders* : Bosco et Santoro [2004] et Eichner et Wagener [2004]. Toutes deux montrent que la taxation des transactions de change réduit le volume du marché des changes de tous les opérateurs. Il est en revanche impossible de déterminer l'évolution de la part correspondant à l'activité spéculative et de celle correspondant aux opérations de gestion du risque.

Si ces arguments théoriques sont recevables, ils peuvent être, comme nous le verrons par la suite, largement discutés. En effet, il est admis qu'un taux faible ne pénaliserait pas l'arbitrage (Spahn [2002]).

En tout état de cause, de l'influence que la taxation des transactions de changes aurait réellement sur l'arbitrage découle deux dangers potentiels : d'une part sur la liquidité du marché, d'autre part, sur l'activité bancaire et la sphère réelle.

1.5.2 Assèchement de la liquidité et augmentation de la volatilité des taux de change

La pénalisation des opérations d'arbitrage a, selon les opposants à la taxation des transactions de change, une conséquence directe sur la liquidité du marché. En perturbant l'arbitrage et les opérations de couverture, la taxe diminuerait la qualité mais aussi la quantité d'information détenue dans les prix (MINEFI [2000]). L'efficience du marché des changes, de par la réduction de la liquidité, s'en trouverait affectée. Là encore, cet effet est semble aussi pertinent que discutable.

On distingue dans la littérature sur la taxation des transactions de change deux arguments totalement opposés sur la question de la liquidité.

D'un côté, pour Summers et Summers [1989], Jetin [2001, 2002] Palley [2003] ou Patōmaki [2001, 2007], les marchés sont excessivement liquides, on parle aussi

d'hypertrophie des marchés des changes. Ces économistes pointent du doigt le fait que le volume de transactions de change représente plus de 50 fois le volume des échanges de biens et de services et des investissements directs. Le lien avec l'économie réelle est selon eux de plus en plus étroit. Ainsi, il en résulterait une accélération de la fréquence des crises financières dans les années 1990 et 2000⁵¹ qui traduirait l'existence de comportements spéculatifs instables sur le marché des changes. Cela justifierait l'introduction d'une taxe à taux élevée, susceptible de réduire considérablement le volume de transactions de change.

De l'autre, il est dangereux de réduire le volume de transactions. Pour Spahn [2002], limiter le volume des transactions financières au niveau équivalent aux activités réelles est comparable à « *réduire l'oxygène dans l'air au minimum vital* » [2002, p.9]. La liquidité est essentielle parce que c'est une liberté qui permet de réduire le coût des opérations de couverture. En outre, bien que les opérations d'arbitrage ne soient pas directement en lien avec la sphère réelle, elle peut être stabilisante en éliminant les variations de prix et ainsi réduire la volatilité des taux de change.

Pour le Parlement Européen [2000, p.5], « *seuls 5% des transactions sont directement liées au paiement des biens et services* » mais « *on ne peut cependant pas qualifier de spéculation improductive les 95% restants des transactions* ». Cette remarque est à mettre en lien avec les analyses de certains théoriciens du marché des changes (Frankel [1996], De Grauwe [2000], Mende et Menkhoff [2003]), pour qui ce dernier marché a une particularité importante : il obéit à un phénomène de démultiplication des ordres. Si le volume de transactions est aussi important, c'est parce que chaque teneur de marché n'a de cesse de fragmenter ses opérations, afin de repasser le risque sur les autres agents. Ce phénomène cumulatif, plus connu sous le nom de « *patate chaude* », serait donc perturbé par une taxe. Ainsi, une taxe même faible, aurait une incidence cumulée supérieure à son taux initial.

En éliminant des opérations stabilisantes plutôt que la spéculation qu'elle vise, la taxe Tobin pourrait donc assécher le marché et réduire son efficience. La taxe pourrait donc aggraver la volatilité et non la réduire. Pour Spahn [2002], les arbitragistes stabilisants vont être contraints d'attendre des mouvements de prix plus larges avant d'entrer sur le marché afin de couvrir le coût de la taxe. Cela augmentera la volatilité

⁵¹ Pour preuve le rapport du CAE sur les crises financières. Voir Boyer et al. [2004].

puisque le processus de découverte des prix sera interrompu, ces derniers ne reflétant alors plus toute l'information disponible sur le marché.

En somme, selon ces critiques, si la taxation des transactions de changes n'est pas en mesure de différencier les opérations stabilisantes de celles déstabilisantes, alors elle réduira l'efficacité et augmentera la volatilité des taux de change (Terzi [2003] par exemple), soit l'inverse de ce qu'elle cherche à obtenir.

Si ces arguments ne sont pas sans valeur, ils n'en demeurent pas moins discutables. Une taxe faible, moins de cinq points de base (et même plutôt inférieure ou égale à deux points de base) devrait avoir une incidence cumulée somme toute légère. Pour Bourguinat [2006, p. 162], si l'effet de la taxe sur la liquidité reste flou, « *il paraît néanmoins exagérer de parler d'un risque d'assèchement de la liquidité* ». Avec lui, nous nous accordons à penser qu'une taxe légère et d'application uniforme ne serait pas en mesure de bouleverser le fonctionnement du marché et donc *in fine* accroître la volatilité.

Cette discussion montre néanmoins que pour réduire les incertitudes sur ses effets au maximum, la taxe doit nécessairement être faible. De ce fait, elle doit impérativement s'insérer à l'intérieur de l'écart entre le court acheteur et le cours vendeur (le *spread*), lequel ne dépasse jamais 10 points de base pour les grandes parités monétaires. Nous essaierons de conserver cette condition dans le restant de notre analyse.

1.5.3 Incidence sur la sphère réelle

Nous avons vu que pour Tobin [1995, 1996], une taxation sur les transactions de change permettrait d'inciter les agents à raisonner davantage par rapport aux fondamentaux de long terme et à stabiliser les taux de change. La réduction consécutive de la volatilité serait ainsi bénéfique pour l'investissement productif et la croissance. Si l'impact de la taxation des transactions de change sur la spéculation et la stabilité des cours de change est remis en cause, certains arguments des opposants à la taxe vont plus loin : elle pénaliserait la sphère réelle.

En réduisant le profit des arbitragistes et par là même des banques, la taxe se répercuterait sur l'économie réelle par plusieurs canaux. Tout d'abord, les

intermédiaires bancaires, afin de conserver une marge constante, pourraient répercuter une partie de celle-ci sur leurs donneurs d'ordre, en élargissant l'écart entre cours acheteur et cours vendeur. Cela augmenterait directement le coût d'intermédiation pour l'ensemble des professionnels du marché des changes. Cette répercussion risquerait donc d'être néfaste pour l'ensemble de ce secteur.

De façon indirecte ensuite, elle pénaliserait les investisseurs réels qui, aux bouts de la chaîne de transactions, s'en retrouveraient surfacturés. Elle augmenterait donc fortement le coût du capital et pénaliserait les investissements productifs à l'étranger, même lorsque ceux-ci ont des visées de long terme. Elle apparaîtrait donc comme un frein à la diversification internationale du portefeuille (Davidson [1997], MINEFI [2000], Spahn [2002]) en pénalisant les investissements à l'étranger. Enfin, elle serait donc équivalente à un droit de douane pour les importateurs et les exportateurs de biens et services.

Ces arguments sont néanmoins remis en cause par les partisans d'une taxe de type Tobin pour qui, la faiblesse du taux, et la relation inversement proportionnelle entre la maturité et la charge de la taxe, constituent des garanties suffisantes. Tobin lui-même insistait encore sur ce point en 2001 : *« l'avantage de ce dispositif est qu'il est indolore aux investissements de long terme »*.

1.6 Bilan et perspectives

La taxation des transactions de changes repose sur des fondements théoriques assez solides, qui relient la charge de la taxe à la nature des opérations menées sur le marché des changes. Son analyse a connu une évolution importante depuis les premiers écrits de Tobin. L'objectif initial d'accroissement de l'autonomie monétaire des Etats, qui est apparu surestimé, a peu à peu été relégué au second plan. Les mutations du système financier international ont en effet réduit l'influence des politiques macro-monnaires nationales. Parallèlement, la multiplication des crises financières dans les années quatre-vingt-dix a amené les économistes à l'envisager comme moyen de stabilisation des taux de change. Sur ce point, les travaux formalisés de Davidson [1997], Bird et Rajan [1999, 2001] ou Terzi [2003] viennent confirmer les critiques

adressées à la taxe par certains économistes, critiques qui portent sur sa capacité à lutter contre la spéculation de grande ampleur et à enrayer la survenance de crises de change. Pour d'autres théoriciens, sa mise en œuvre serait même dangereuse (Frankel [1996], Spahn [2002]) : l'arbitrage et le partage du risque seraient en effet relativement plus pénalisés que la spéculation et les comportements déstabilisants, ce qui accroît les problèmes de variabilité des taux de change. Au lieu de s'attaquer à l'instabilité du marché, la taxe serait donc susceptible de la renforcer.

Dans ce chapitre, nous avons posé les bases de la problématique sur la taxation des transactions de change. Nous avons mis en relief le fait que les controverses sur les effets d'une taxe Tobin, tant dans la sphère réelle que financière, sont avant tout d'ordre idéologique, même lorsqu'elles s'appuient sur des démonstrations techniques. C'est pourquoi l'utilisation de nouveaux outils nous paraît nécessaire pour apprécier les effets d'une taxe de type Tobin et à en proposer une nouvelle lecture.

Depuis 2003, on a assisté à l'émergence d'une nouvelle vague d'études sur le sujet. Parmi les plus importants, citons Westerhoff [2003], Ehrenstein et *al.* [2005], Manarro et *al.* [2005], Kaiser et *al.* [2006], Westerhoff et Dieci [2006], Bianconi et *al.* [2007]⁵². Ces dernières font principalement appel à des outils non encore utilisés, tels que la simulation de marchés financiers artificiels ou très récemment l'économie expérimentale.

Toutes ces analyses ont en commun de s'intéresser aux effets de la taxation des transactions de change, plus généralement des taxes financières, dans le cadre de marchés artificiels simulés. Les outils d'analyse sont parfois empruntés à des sciences dites « dures », comme la physique, et les travaux sont facilités par l'utilisation des techniques informatiques. C'est le cas par exemple de ceux de Ehrenstein et *al.* [2005] où la théorie de la percolation est utilisée ainsi que de ceux de Bianconi et *al.* [2007] avec les « *minority games* »⁵³. L'utilisation de ces techniques est intéressante, parce qu'elle permet l'émergence de nouvelles propositions sur les effets potentiels d'une taxe de type Tobin, en s'écartant autant que possible, des partis pris idéologiques sur la question.

⁵² Se référer au chapitre 3 pour une discussion de ces travaux exclusivement consacrés à l'analyse du lien taxation-volatilité-efficiencia.

⁵³ La technique de percolation permet de prendre en compte les effets de regroupement sur les marchés financiers, alors que les modèles de « *minority games* » permettent de prendre en considération l'évolution du marché, selon que celui passe de phases d'efficiencia à des phases d'inefficiencia.

Ces travaux constituent une alternative novatrice à la littérature existante et permettent de pallier, en partie, la quasi-absence de travaux empiriques en la matière. Ils présentent cependant plusieurs limitations : ils s'écartent parfois des fondements d'une taxation des transactions de change et surtout, ils se focalisent uniquement sur les effets d'une taxe Tobin en matière de volatilité des marchés financiers.

Dans la lignée de cette nouvelle vague de travaux, nous proposons, dans les chapitres suivants, quatre « essais » sur la taxation des transactions de change. Ce faisant, notre objectif est quadruple :

i) appréhender le lien entre la taxation et les anticipations des investisseurs grâce à des méthodes de simulation de manière à évaluer les évolutions du bien-être des investisseurs productifs ;

ii) proposer une analyse normative au carrefour des modèles de taux de change macroéconomiques et de la théorie microstructurelle en introduisant l'aversion à l'égard du risque dans le chef des opérateurs ;

iii) fournir une analyse économétrique à partir de la construction d'une base de données issues de *Reuters*, afin de quantifier la contraction des marchés suite à l'introduction d'une taxe ;

iv) enfin, proposer une estimation quantitative des revenus d'une taxe de type Tobin.

Tel est notre programme de travail.

CHAPITRE 2

Un modèle stochastique d'accumulation du capital avec taxation des flux de change

«Elle (la taxe) serait une charge négligeable pour les portefeuilles de long terme et les investissements directs dans d'autres économies » (Tobin, 1995, p. 165)

Dans ce qui précède, nous avons mis en exergue l'intérêt des outils de simulation pour l'étude des taxes sur les produits financiers (Ehrenstein et al. [2005], Westerhoff et Dieci [2006] notamment). Ces travaux sont néanmoins tous menés dans le cadre d'économies se résumant à des marchés financiers artificiels et pour des taxes sur les transactions financières dont les fondements s'écartent largement d'une taxation des transactions de change.

L'objectif est ici d'étudier, pour la première fois l'impact d'une taxe Tobin en matière d'investissement productif et ainsi de compléter les analyses reposant uniquement sur la structure des marchés financiers. La littérature sur la taxe Tobin, et plus généralement sur la taxation des flux financiers, s'est peu intéressée à ses effets potentiels sur l'investissement productif, c'est-à-dire sur le penchant réel des flux de capitaux mondiaux. Pourtant, l'essence d'une telle mesure est bel et bien de réduire l'instabilité des marchés financiers **sans entraver** parallèlement les flux de capitaux réels (Tobin [1996]). Nous avons vu qu'il lui a souvent été reproché, sans pour autant le démontrer, d'avoir une incidence négative sur l'investissement réel (MINEFI [2000], Spahn [2002], Dimand [2005]).

Ce deuxième chapitre met à l'épreuve les propositions précédentes dans un cadre théorique original : un modèle stochastique d'accumulation du capital. Ce modèle est construit sur la base de deux principaux outils : la simulation tout d'abord dans la lignée des travaux précités et les modèles d'accumulation du capital ensuite, dont les fondements nous permettent de traiter aussi bien des flux et stocks réels que financiers. Sur ce dernier point, plus précisément, notre modèle (ou du moins sa philosophie) s'inscrit dans la continuité des travaux relatifs sur la demande d'investissement (Jorgenson [1963], Lucas [1967], Gould [1968], Uzawa [1969] et Tradeway [1969]), mais également de ceux se réclamant d'une vision alternative du type q de Tobin [1969]⁵⁴.

⁵⁴ Les travaux de Tobin [1969] sont apparus comme une vision alternative aux travaux néo-classiques sur la maximisation du profit de la firme. La fibre théorique est la suivante : l'agent investit tant que le marché valorise les projets entrepris au-delà de ce qu'ils ont coûté, c'est-à-dire tant que le q marginal reste supérieur à son coût. La différence principale par rapport aux travaux néo-classiques de type Jorgenson provient de la mesure du coût du capital.

Le modèle est donc d'inspiration néo-classique, puisque la décision d'investir se prend à travers la valeur actualisée du *cash flow* sous des contraintes technologiques de production. Il s'avère équivalent aux travaux s'appuyant sur le q de Tobin, car des coûts d'ajustement du capital convexes sont introduits⁵⁵.

Sur base d'un modèle théorique à deux pays, nous analysons les conséquences de l'instauration d'une taxe de type Tobin quant aux flux d'investissement réels. L'efficacité d'une telle mesure sera appréciée au regard de l'évolution de l'investissement, de l'accumulation du stock de capital, de la variation des revenus liés aux investissements et de la volatilité de ces derniers.

Pour ce faire, la première section présente le modèle théorique dans lequel deux pays, par le biais de leurs agents représentatifs, font face à une décision d'investissement. Cette décision sera analysée dans un univers de libre échange total, puis dans un univers réglementé par une taxation de type Tobin sur les flux de capitaux. La spécificité de notre modèle tient au fait qu'il inclut un taux de change réel endogène reposant sur les indices de productivité des deux pays. Cela nous permet d'appréhender le rôle majeur des anticipations de change dans la prise de décision des investisseurs, à travers la spécification de plusieurs formes d'anticipations d'une variable stochastique – en l'occurrence, un choc de change réel – sur l'accumulation du capital.

La taxation des transactions de change est alors tout naturellement postulée comme un coût supplémentaire dans le processus de décision des investisseurs. Nous analysons, d'un point de vue déterministe, les répercussions de ce coût additionnel sur le comportement des agents et l'accumulation du capital en premier lieu dans le modèle de base (dans la deuxième section) et en second lieu dans un modèle avec choc de change (dans la troisième section)

La quatrième section évalue et approfondit cette étude déterministe par une analyse en environnement aléatoire. Nous générons un choc de change stochastique et simulons les demandes d'investissement d'équilibre que nous aurons auparavant calculées. Après calibrage des différents paramètres de demande, il nous est en effet

⁵⁵ Abel [1979], Hayashi [1982] et Mussa [1983] ont montré que ces deux visions sont, sous certaines conditions, équivalentes. En particulier, les modèles de q moyen (rapport de la valeur de la firme à son capital au coût de remplacement) peuvent être formulés dans une optique néo-classique lorsque des coûts d'ajustement du capital convexes sont postulés.

possible d'isoler les réponses des agents à des chocs aux caractéristiques très diverses (persistance, diffusion...) et à différents mécanismes d'anticipations (rationalité avec ou sans connaissance du choc, myopie).

En comparant les niveaux de revenus antérieurs et postérieurs à l'introduction d'une taxe Tobin dans les différents scénarios étudiés (nature du choc, des anticipations, redistribution des recettes...), nous montrons l'intérêt ponctuel d'une telle mesure de politique économique (cinquième section). Une analyse de sensibilité, attestant de la robustesse des résultats, est finalement proposée (sixième section).

2.1 Fondements du modèle

Soit une économie à deux pays indicés par $i=1,2$, caractérisés tous deux par un agent représentatif, à la fois producteur et consommateur, confronté à une décision d'investissement. Chacun de ces agents a une fonction d'utilité de la forme :

$$U_{i,t} = \sum_{t=0}^{\infty} C_{i,t} \rho^t, \quad i=1,2 \quad (2.1)$$

L'utilité de l'agent i à la période t , que l'on note $U_{i,t}$, dépend donc de la consommation $C_{i,t}$ actualisée par un facteur ρ représentant le poids accordé par chaque agent au futur.

La consommation est considérée comme un résidu des revenus de l'agent ($\tilde{y}_{i,t}$) après paiement des investissements domestiques $i_{i,t}$ et étrangers $i_{i,t}^*$ et des coûts qui lui sont associés :

$$C_{i,t} = \tilde{y}_{i,t} - i_{i,t} - i_{i,t}^* - \frac{\gamma}{2} (\Delta k_i)^2 \quad (2.2)$$

Le dernier terme de l'expression (2.2) représente les coûts d'ajustement inhérents aux nouveaux investissements⁵⁶ (Δk_i) . Ces coûts d'organisation, de formation,

⁵⁶ Abel [1979] et Hayashi [1982] ont insisté sur la nécessité de tenir compte des coûts d'ajustement du capital productif dans l'évaluation de la profitabilité d'un investissement. Il existe une abondante littérature sur ces coûts d'ajustement : voir par exemple Holt et al. [1960] pour une démonstration de la spécification de coûts convexes et quadratiques, Peck [1974], Hamermesh et Pfann [1996] et Ito et al. [1999] pour des analyses détaillées sur les coûts convexes et non convexes. Des coûts fixes et non convexes ont également été étudiés par Abel et Eberly [1999] ou Cabalero et Engel [1999]. Enfin, plus

d'apprentissage, d'inventaire, d'évaluations (embauche, licenciement par exemple), marquent l'adéquation imparfaite entre offre et demande de capital. On postule que leur forme est convexe, ce qui signifie que ces coûts, internes à l'entreprise, augmentent avec le volume d'investissement.

L'investissement optimal va donc résulter de l'arbitrage entre les profits supplémentaires générés par l'investissement et l'accroissement des coûts occasionnés par son installation.

Le paramètre γ est au cœur de l'analyse, puisqu'il représente la vitesse d'ajustement du stock de capital des firmes représentatives à son niveau optimal. Il y a donc absence d'adéquation immédiate entre stock effectif et stock optimal, ce qui s'explique par une inélasticité de la demande de biens de capital qui prolonge le déséquilibre entre efficacité marginale de l'investissement et taux d'intérêt⁵⁷.

Les flux d'investissement déterminent le stock de capital, $k_{i,t}$. Ce dernier varie au cours du temps selon la contrainte d'accumulation du capital :

$$k_{i,t+1} = k_{i,t}(1 - \delta) + i_{i,t} + i_{i,t}^*, \quad 0 < \delta \leq 1 \quad (2.3)$$

où δ est un paramètre de dépréciation de ce capital.

La fonction de production de chaque pays, $Y_{i,t}$, de forme quadratique, s'écrit comme suit dans le modèle de référence :

$$Y_{i,t} = w_i + \alpha k_{i,t} - \beta k_{i,t}^2 \quad (2.4)$$

Afin d'enrichir notre analyse, on supposera par la suite que la production est affectée par un choc de change stochastique, les aléas $\varepsilon_{i,t}$ étant, pour tout t , indépendamment et identiquement distribué : $\varepsilon_{i,t} \square i.i.d.(1, \sigma^2)$:

$$Y_{i,t} = w_i + (\alpha k_{i,t} - \beta k_{i,t}^2) \varepsilon_{i,t} \quad (2.5)$$

récemment, Cooper et Haltiwanger [1999, 2005] et Groth [2005] estiment la validité des coûts convexes et non convexes.

⁵⁷ Voir Lerner [1944, 1953] pour les travaux originels sur le sujet.

Dans les expressions (2.4) et (2.5), w_i représente le salaire supposé exogène. Les paramètres sont susceptibles de prendre les valeurs suivantes :

$$\varepsilon_{i,t} > 0, \alpha > 0, \beta > 0, \alpha > \beta$$

Les rendements de cette fonction de production quadratique sont d'abord croissants, puis décroissants, ce qui signifie que l'utilisation d'unités supplémentaires de capital augmente la quantité d'outputs jusqu'à un certain seuil (la fonction atteint son maximum pour $\alpha/2\beta$), où le capital devient alors utilisé de façon trop intensive. La productivité marginale du capital est alors décroissante, ce qui se traduit par la concavité de la fonction de production :

$$\frac{\partial^2 Y_{i,t}}{\partial k_{i,t}} = -2\beta < 0.$$

A partir de la fonction de production, il est possible de dériver l'expression du taux de rendement moyen du capital en tenant compte des coûts d'ajustement liés à l'investissement nouveau : $(\alpha k_{i,t} - \beta k_{i,t}^2) / \left(k_{i,t} + \frac{\gamma}{2}\right)$ en univers certain, dans le modèle de référence et donc $E(\varepsilon_{i,t}) \left[(\alpha k_{i,t} - \beta k_{i,t}^2) / \left(k_{i,t} + \frac{\gamma}{2}\right) \right]$ en incertain lorsqu'un choc de change stochastique est introduit. Le choc de change détermine donc la profitabilité de l'investissement et la productivité du capital.

Chaque pays, à travers son agent représentatif, cherche à maximiser son niveau de consommation dans le temps. La consommation constitue un résidu de ses revenus liés à son activité de production : elle résulte donc de sa décision d'investir. Cette décision concerne à la fois les investissements internes et les investissements à l'étranger.

La décision d'investir est soumise à deux contraintes : une contrainte d'accumulation du capital qui lie les investissements nouveaux au stock de capital de la période précédente (1.3) et une contrainte d'équilibre de la balance des flux de capitaux. Cette dernière assure que les investissements à l'étranger de chaque pays s'égalisent à l'équilibre sous l'ajustement du taux de change réel :

$$i_{1,t}^* \cdot R_t = i_{2,t}^* \quad (2.6)$$

Il nous faut nous arrêter quelques instants sur le rôle central du taux de change réel, R_t , eut égard à son importance dans l'analyse de la taxation des transactions de change. Dans ce modèle, nous considérons non pas un taux de change nominal, mais un taux de change réel. Ce dernier est un nombre sans dimension qui ne dépend d'aucune unité monétaire. On définit généralement le taux de change réel, R_t , comme une fonction du taux de change nominal, S_t , multiplié par le rapport des indices de prix entre pays $\frac{P_t^*}{P_t}$, P_t^* désignant le niveau des prix (en l'occurrence des biens d'investissement) du pays partenaire :

$$R_t = S_t \cdot \frac{P_t^*}{P_t}$$

Ici, le taux de change réel R_t est coté à l'incertain. Il exprime le prix d'une unité de biens étrangers en termes de biens nationaux. Ainsi, un relèvement du taux de change réel correspond à une dépréciation de l'unité de compte du pays 1, c'est-à-dire qu'une unité de biens étrangers coûte plus chère en terme de biens d'investissements nationaux. De façon analogue, une diminution du taux de change réel correspond à une appréciation réelle de l'unité de compte du pays 1.

Afin de ne pas rendre le modèle trop complexe, le taux de change nominal et les indices de prix de chaque pays ne sont pas précisés. Dans notre modèle (réel), les investissements sont motivés par les différentiels de technologie et donc de productivité. Pour spécifier le taux de change réel, on utilise le lien entre productivité des facteurs de production et taux de change réel⁵⁸. Dans cette optique, une augmentation de la productivité relative d'un pays conduit à une appréciation du taux de change réel. Ce dernier est donc défini comme le ratio des productivités du travail, que nous approximations dans notre modèle par les niveaux de salaires. Les augmentations de salaires reflètent donc l'amélioration de la productivité du pays 1 (w_1) et du pays 2 (w_2) :

$$R_t = \frac{w_2}{w_1} \quad (2.7)$$

⁵⁸ Pour l'analyse des relations entre taux de change réel et productivité, voir Balassa et Samuelson [1964] ou Obstfeld et Rogoff [1996].

Conformément à l'effet Balassa-Samuelson [1964], des gains de productivité élevés dans un pays vont générer des niveaux de salaires plus importants et, plus généralement, un accroissement du niveau des prix domestiques par rapport au reste du monde. Il s'en suivra une appréciation du taux de change réel.

Par exemple, une augmentation de w_1 à w_2 constant ou une diminution de w_2 à w_1 constant conduit à une diminution de R et donc à une appréciation du taux de change réel⁵⁹. L'unité de compte du pays 1 est relativement plus chère que celle du pays 2.

Au final, l'agent représentatif de chaque pays doit résoudre le problème de maximisation de son utilité (c'est-à-dire de son niveau de consommation lorsqu'il investit) sous la contrainte d'accumulation du capital et sous celle d'équilibre des flux d'investissement à l'étranger :

$$\begin{aligned} & \underset{i_{i,t}, i_{i,t}^*}{Max} U_{i,t} \\ s.c. & \begin{cases} k_{i,t+1} = k_{i,t} (1 - \delta) + i_{i,t} + i_{i,t}^* \\ i_{1,t}^* \cdot R_t = i_{2,t}^* \end{cases} \end{aligned}$$

Comme nous raisonnons dans un cadre intertemporel discret, cela revient à maximiser la consommation présente et la consommation future actualisée, soit, compte tenu du facteur d'actualisation ρ , la somme :

$$C_{i,t} + \rho C_{i,t+1},$$

où $C_{i,t}$ est défini par (2.2) et par (2.8) :

$$C_{i,t+1} = w_i + E(\varepsilon_{i,t+1}) \left[\alpha k_{i,t+1} - \beta k_{i,t+1}^2 \right] \frac{i_{i,t}}{k_{i,t+1}} + E(\varepsilon_{j,t+1}) \left[\alpha k_{j,t+1} - \beta k_{j,t+1}^2 \right] \frac{i_{i,t}^*}{k_{j,t+1}} \quad (2.8),$$

avec $i, j=1, 2$ et $j \neq i$.

Exprimer les demandes d'investissement optimales exige, au préalable, de préciser la forme des coûts encourus par chaque firme représentative. En effet, nous considérons que lorsque les firmes investissent, des coûts provenant à la fois des

⁵⁹ Lee et Tang [2003] confirment empiriquement le lien entre productivité du travail et appréciation du taux de change réel.

investissements domestiques et des investissements étrangers, interfèrent dans la convergence de l'allocation du capital vers l'équilibre.

A partir de la contrainte d'accumulation du capital (2.4), l'expression générale des coûts d'ajustement, soit le dernier terme de (2.2), supportés par chaque pays devient:

$$\frac{\gamma}{2} (i_{i,t} + i_{j,t}^*) \quad i, j = 1, 2 \quad (2.9)$$

$$i \neq j$$

Ces coûts, résultant tant des investissements nationaux que des investissements étrangers, sont en outre pondérés par la part que représente chaque type d'investissement dans le stock de capital total des pays envisagés. Les coûts d'ajustement du stock de capital du pays 1 découlant des investissements nationaux s'écrivent donc :

$$\frac{\gamma}{2} (i_{1,t} + i_{2,t}^*)^2 \frac{i_{1,t}}{i_{1,t} + i_{2,t}^*} = \frac{\gamma}{2} (i_{1,t}^2 + i_{1,t} i_{2,t}^*) \quad (2.10)$$

De façon symétrique, les coûts d'ajustement supportés par le pays 1 du fait des flux d'investissements provenant du pays 2 s'écrivent :

$$\frac{\gamma}{2} (i_{2,t}^{*2} + i_{1,t} i_{2,t}^*) \quad (2.11)$$

De la même manière, les coûts supportés par le pays 2 sont respectivement :

$$\frac{\gamma}{2} (i_{2,t}^2 + i_{1,t}^* i_{2,t}) \quad (2.12)$$

$$\frac{\gamma}{2} (i_{1,t}^{*2} + i_{2,t} i_{1,t}^*) \quad (2.13)$$

A partir de ces coûts d'ajustement (2.10 à 2.13) et en insérant (2.2) et (2.8) dans (2.7), nous pouvons réécrire la consommation intertemporelle, et donc la fonction objectif, de l'agent représentatif du pays 1 comme suit :

$$\begin{aligned}
C_{1,t} + \rho C_{1,t+1} = & \tilde{y}_{1,t} - i_{1,t} - i_{1,t}^* - \frac{\gamma}{2}(i_{1,t}^2 + i_{1,t} i_{2,t}^*) - \frac{\gamma}{2}(i_{1,t}^{*2} + i_{2,t} i_{1,t}^*) \\
& + \rho \left[w_1 + \left[\alpha(k_{1,t+1}) - \beta(k_{1,t+1})^2 \right] \frac{i_{1,t}}{k_{1,t+1}} \right] \\
& + \rho \left[\left[\alpha(k_{2,t+1}) - \beta(k_{2,t+1})^2 \right] \frac{i_{1,t}^*}{k_{2,t+1}} \right]
\end{aligned} \tag{2.14}$$

De façon symétrique, on obtient pour le pays 2 :

$$\begin{aligned}
C_{2,t} + \rho C_{2,t+1} = & \tilde{y}_{2,t} - i_{2,t} - i_{2,t}^* - \frac{\gamma}{2}(i_{2,t}^2 + i_{2,t} i_{1,t}^*) - \frac{\gamma}{2}(i_{2,t}^{*2} + i_{1,t} i_{2,t}^*) \\
& + \rho \left[w_2 + \left[\alpha(k_{2,t+1}) - \beta(k_{2,t+1})^2 \right] \frac{i_{2,t}}{k_{2,t+1}} \right] \\
& + \rho \left[\left[\alpha(k_{1,t+1}) - \beta(k_{1,t+1})^2 \right] \frac{i_{2,t}^*}{k_{1,t+1}} \right]
\end{aligned} \tag{2.15}$$

Remarquons qu'à l'instar des coûts d'ajustement, les rendements issus des investissements nationaux et étrangers sont pondérés par les parts relatives de chaque type d'investissement dans le stock de capital, ce qui permet de raisonner en terme de taux de rendement moyen. Par exemple, la rémunération des investissements nationaux du pays 1 est pondérée par la part de ce type d'investissement dans son stock de capital, soit $i_{1,t} / k_{1,t+1}$.

2.2 Solution du modèle de référence et analyse déterministe

L'analyse suivante se diversifiera selon qu'une taxe de type Tobin est ou non imposée (2.2.1 puis 2.2.2). Dans chaque configuration, les demandes d'investissement optimales du modèle de référence sont calculées. Plusieurs propriétés sont également déduites analytiquement, puis numériquement.

2.2.1 Investissement et accumulation du capital en l'absence de taxe Tobin

Les principaux mécanismes de la maquette de base, qui ne contient ni choc de change, ni taxation de type Tobin, sont présentés. Les résultats du modèle complet, puis d'un modèle analytiquement plus aisé à traiter dans lequel les coûts d'ajustement sont négligés, sont ensuite développés.

2.2.1.1 Modèle de référence avec coûts d'ajustement

La résolution du modèle formulé dans la première section nous conduit dans un premier temps, à déterminer les demandes d'investissement optimales de chaque pays lorsque le modèle est complet et dans un second temps, à analyser les trajectoires suivies par les investissements en fonction des principales variables.

Commençons par le modèle avec coûts d'ajustement du capital, c'est-à-dire le modèle complet décrit dans la section précédente.

Le problème de maximisation de l'utilité de l'agent du pays 1 peut maintenant être résolu à partir des dérivées partielles de la fonction objectif (2.14) :

$$\frac{\partial U_{1,t}}{\partial i_{1,t}} = -1 - \frac{\gamma \left(2i_{1,t} + i_{1,t}^* \frac{w_2}{w_1} \right)}{2} + \rho \left[\alpha - \beta \left(k_{1,t} (1 - \delta) + 2i_{1,t} + i_{1,t}^* \frac{w_2}{w_1} \right) \right] = 0$$

$$\frac{\partial U_{1,t}}{\partial i_{1,t}^*} = -1 - \frac{\gamma i_{1,t} w_2}{2w_1} - \frac{\gamma (2i_{1,t}^* + i_{2,t})}{2} - \frac{\rho \beta i_{1,t} w_2}{w_1} + \rho \left[\alpha - \beta (k_{2,t} (1 - \delta) + 2i_{1,t}^* + i_{2,t}) \right] = 0$$

Après arrangements, il est donc possible d'exprimer les demandes d'investissement internes d'équilibre en fonction du stock de capital national, du taux de change réel et des investissements réalisés par le pays à l'étranger. Les investissements à l'étranger sont fonction du stock de capital du pays partenaire, du taux de change réel et des investissements internes des deux pays.

$$i_{1,t} = f(R_t, i_{1,t}^*, k_{1,t})$$

$$i_{1,t}^* = f(R_t, i_{2,t}, i_{1,t}, k_{2,t})$$

Par conséquent, la décision d'investir des agents résulte non seulement du taux de change, mais aussi de l'importance des flux d'investissements entre pays ainsi que du stock de capital de chaque pays.

Nous obtenons, de la même façon, les niveaux d'investissement optimaux pour le pays 2 à partir des dérivées partielles calculées par rapport à (2.13) :

$$\frac{\partial U_{2,t}}{\partial i_{2,t}} = -1 - \frac{\gamma \left(2i_{2,t} + i_{2,t}^* \frac{w_1}{w_2} \right)}{2} + \rho \left[\alpha - \beta \left(k_{2,t} (1 - \delta) + 2i_{2,t} + i_{2,t}^* \frac{w_1}{w_2} \right) \right] = 0$$

$$\frac{\partial U_{2,t}}{\partial i_{2,t}^*} = -1 - \frac{\gamma i_{2,t} w_1}{2w_2} - \frac{\gamma (2i_{2,t}^* + i_{1,t})}{2} - \frac{\rho \beta i_{2,t} w_1}{w_2} + \rho \left[\alpha - \beta (k_{1,t} (1 - \delta) + 2i_{2,t}^* + i_{1,t}) \right] = 0$$

Il découle donc des expressions précédentes :

$$i_{2,t} = f(R_t, i_{2,t}^*, k_{2,t})$$

$$i_{2,t}^* = f(R_t, i_{1,t}, i_{2,t}, k_{1,t})$$

Après arrangements, il est possible d'exprimer les quatre niveaux d'investissement optimaux comme issus du système suivant :

$$\left\{ \begin{array}{l} i_{1,t} = \left(\frac{\rho(\alpha - \beta k_{1,t}(1-\delta)) - 1}{\gamma + 2\rho\beta} \right) - \frac{i_{1,t}^* \left(\left(\frac{\gamma}{2} \cdot \frac{w_2}{w_1} \right) + \rho\beta \right)}{\gamma + 2\rho\beta} \\ i_{1,t}^* = \left(\frac{\rho(\alpha - \beta k_{2,t}(1-\delta)) - 1}{\gamma + 2\rho\beta} \right) - \frac{\left[i_{2,t} \left(\frac{\gamma}{2} + \rho\beta \right) + i_{1,t} \left(\left(\frac{\gamma}{2} + \rho\beta \right) \frac{w_2}{w_1} \right) \right]}{\gamma + 2\rho\beta} \\ i_{2,t} = \left(\frac{\rho(\alpha - \beta k_{2,t}(1-\delta)) - 1}{\gamma + 2\rho\beta} \right) - \frac{i_{2,t}^* \left(\left(\frac{\gamma}{2} \cdot \frac{w_1}{w_2} \right) + \rho\beta \right)}{\gamma + 2\rho\beta} \\ i_{2,t}^* = \left(\frac{\rho(\alpha - \beta k_{1,t}(1-\delta)) - 1}{\gamma + 2\rho\beta} \right) - \frac{\left[i_{1,t} \left(\frac{\gamma}{2} + \rho\beta \right) + i_{2,t} \left(\left(\frac{\gamma}{2} + \rho\beta \right) \frac{w_1}{w_2} \right) \right]}{\gamma + 2\rho\beta} \end{array} \right\}$$

Par hypothèse, nous postulons que les stocks de capital de départ de chaque pays sont égaux. En d'autres termes, on a :

$$k_t = k_{1,t}(1-\delta) = k_{2,t}(1-\delta) \quad (2.16)$$

Cette dernière hypothèse permet de simplifier de façon non négligeable les expressions et les analyses qui vont suivre.

En tenant compte de l'égalité précédente et après résolution du système suivant, il en découle les quatre niveaux optimaux⁶⁰ d'investissement lorsque n'existe aucun mécanisme de taxation :

⁶⁰ Les dérivées partielles secondes par rapport à i et i^* sont négatives ce qui assure l'existence d'un équilibre pour chaque type d'investissement.

$$i_{1,t} = \frac{w_1 \left(\frac{w_1}{2} - w_2 \right) (w_2^2 - 3w_1 w_2 - 2w_1^2) (\rho(\beta k_t - \alpha) + 1)}{(\gamma + 2\rho\beta)(w_1^4 + w_2^4 - 4w_1^2 w_2^2)} \quad (2.17)$$

$$i_{1,t}^* = \frac{2w_1 (w_1 - w_2) \left(w_2^2 - \frac{w_1^2}{2} \right) (\rho(\beta k_t - \alpha) + 1)}{(\gamma + 2\rho\beta)(w_1^4 + w_2^4 - 4w_1^2 w_2^2)} \quad (2.18)$$

$$i_{2,t} = \frac{w_2 (2w_1 - w_2) \left(\frac{3}{2} w_1 w_2 + \frac{1}{2} w_1^2 + w_2^2 \right) (\rho(\beta k_t - \alpha) + 1)}{2 \left(\frac{\gamma}{2} + \rho\beta \right) (w_1^4 + w_2^4 - 4w_1^2 w_2^2)} \quad (2.19)$$

$$i_{2,t}^* = \frac{w_2 (w_1 - w_2) (w_2^2 - 2w_1^2) (\rho(\beta k_t - \alpha) + 1)}{(\gamma + 2\rho\beta)(w_1^4 + w_2^4 - 4w_1^2 w_2^2)} \quad (2.20)$$

A partir du modèle de base, il est possible de présenter les mécanismes importants qui sous-tendent notre analyse. Pour ce faire, nous supposons pour le moment que le niveau du taux de change réel est constant sur les deux périodes t et $t+1$, c'est à dire que tout différentiel de technologie lors de la période de départ est identiquement prolongé lors de la période suivante. Nos analyses permettent de mettre en évidence plusieurs relations et de valider un certain nombre de faits stylisés.

Lemme 2.1 : Si le taux de change réel est égal à un à l'équilibre, les investissements internes sont positifs et sont strictement identiques selon les pays.

Démonstration 2.1 :

Si $R = 1$, cela implique $w_1 = w_2$. On a donc $i_{1,t} = i_{2,t}$ avec $i_{1,t}, i_{2,t} > 0$ si et seulement si :

$$\begin{aligned} &(\rho(\beta k_t - \alpha) + 1) < 0 \\ &\alpha > \beta k_t + \frac{1}{\rho} \end{aligned}$$

Une telle condition nécessite de poser β faible et proche de zéro. Cette condition est satisfaite si la production et le rendement moyen du capital de chaque pays sont des réels positifs, ce qui est le cas.

Lemme 2.2 : Les investissements entre pays sont nuls s'il n'y a ni appréciation, ni dépréciation du taux de change réel à l'équilibre.

Démonstration 2.2 : Si $R_t = 1$, cela implique $w_1 = w_2$. On a donc $i_{1,t}^* = i_{2,t}^* = 0$ puisque les numérateurs des expressions de $i_{1,t}^*$ et de $i_{2,t}^*$ sont nuls :

$$2w_1(w_1 - w_2) \left(w_2^2 - \frac{w_1^2}{2} \right) (\rho(\beta k_t - \alpha) + 1) = 0$$

$$w_2(w_1 - w_2) (w_2^2 - 2w_1^2) (\rho(\beta k_t - \alpha) + 1) = 0$$

Le *lemme 2.2* s'appuie sur la parfaite symétrie entre les technologies de production des deux pays. Celle-ci annule tout avantage comparatif, tant dans les coûts que dans les rendements des investissements potentiels.

Le modèle assure donc bien l'absence de flux entre pays, lorsque les avantages comparatifs sont inexistantes, que ce soit en terme de coût et de rendement du travail et du capital.

En s'appuyant sur le *Lemme 2.3* suivant, on montre que les investissements internes réagissent positivement à une appréciation du taux de change réel et négativement à une dépréciation de celui-ci sous certaines conditions.

Lemme 2.3 : Les investissements internes engagés par les agents sont des fonctions non linéaires du taux de change réel.

Démonstration 2.3 : Prenons le cas des investissements internes du pays 1⁶¹. Une appréciation du taux de change réel correspond à une diminution de R et par là même à une augmentation de w_1 . Cela signifie que la productivité du travail du pays 1 et donc le rendement des investissements internes augmentent.

⁶¹ Un raisonnement analogue est applicable pour les investissements internes du pays 2.

Les investissements internes augmentent donc avec l'appréciation du taux de change réel si $\frac{\partial i_{1,t}}{\partial w_1} > 0$.

Du fait de la relation non linéaire entre le taux de change réel (et donc les niveaux de productivité) et le niveau d'investissement, et compte tenu des ensembles de définition de ρ , α , β et k , cette condition est respectée si :

$$\left(w_2^6 - w_1^5 w_2 + 4w_2^3 w_1^3 - w_1^4 w_2^2 + \frac{1}{2} w_1^6 + \frac{5}{2} w_1^2 w_2^4 - 7w_2^5 w_1 \right) \text{ et } \left(w_1^4 + w_2^4 - 4w_1^2 w_2^2 \right) \text{ sont de}$$

même signe.

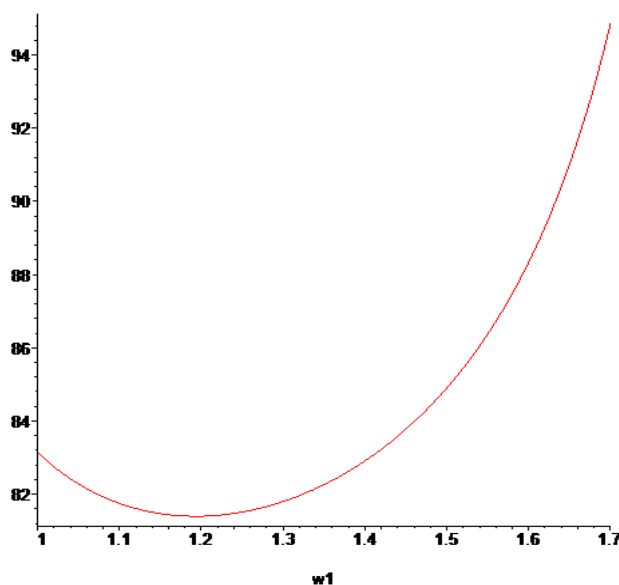
Une telle condition est difficilement vérifiable analytiquement. Pour simplifier notre analyse, nous allons considérer que le taux de change varie pour des variations de w_1 uniquement, w_2 , étant donné et fixé à un. En raisonnant directement par rapport à $i_{1,t}$, on peut montrer que les investissements internes sont positifs si $-2w_1^2 - 3w_1$ et $w_1^4 - 4w_1^2 + 1$ sont de même signe. Le premier polynôme admet deux racines dont une racine nulle et une racine négative $(-3/2)$. Le second polynôme admet deux racines positives $\frac{\sqrt{6}}{2} + \frac{\sqrt{2}}{2}$ et $\frac{\sqrt{6}}{2} - \frac{\sqrt{2}}{2}$.

Par conséquent, pour des valeurs de w_1 positives et supérieures à $\frac{\sqrt{6}}{2} - \frac{\sqrt{2}}{2}$, les deux expressions sont positives et de même signe et les investissements internes sont toujours positifs. Le modèle assure donc que les agents investissent toujours une part positive de leurs revenus dans leur propre pays.

Etant donné les difficultés de raisonner de manière analytique, une simulation numérique est proposée. Pour des valeurs raisonnables des paramètres⁶², on observe que la relation entre w_1 et $i_{1,t}$ est positive seulement pour des valeurs de w_1 suffisamment importantes comme le met en évidence la figure suivante. Soulignons que dans le modèle, les investissements internes sont liés d'une part aux investissements contractés à l'étranger et d'autre part aux flux d'investissement provenant de l'étranger.

⁶² Voir plus loin une discussion sur les valeurs calibrées.

Graphique 2.1 : Relation entre les investissements internes et le taux de change réel



Lecture : relation entre une appréciation de l'unité de compte du pays 1 (en abscisses) et le niveau des investissements internes du pays 1 (en ordonnées).

Nous appliquons le même raisonnement concernant les investissements à l'étranger. Là encore la différentielle de $i_{1,t}^*$ par rapport à w_1 et w_2 (rappelons que le taux de change est endogénéisé à l'aide des indices de productivité du travail) est difficilement analysable. On peut néanmoins mettre en exergue que la relation entre $i_{1,t}^*$ et R_t est positive sous certaines conditions admissibles comme le montre le *lemme 2.4*.

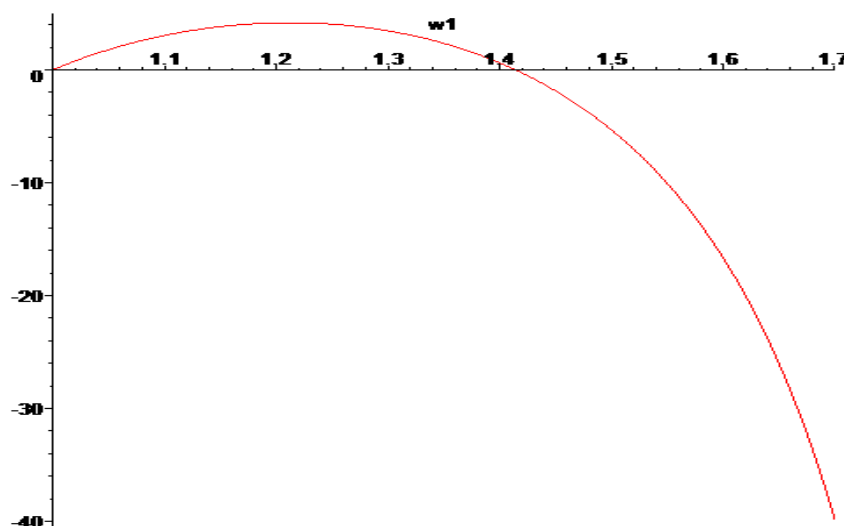
Lemme 2.4 : Il existe une relation non linéaire entre les investissements étrangers et le taux de change.

Démonstration 2.4 : L'expression des investissements à l'étranger est positive pour une valeur de $w_1 > 1$, si $w_2^2 - \frac{w_1^2}{2}$ et $w_1^4 + w_2^4 - 4w_1^2 w_2^2$ sont de signe contraire. La première expression admet une seule racine $\sqrt{2}$. La seconde est un polynôme à quatre racines, dont deux sont positives : $\frac{\sqrt{6}}{2} + \frac{\sqrt{2}}{2}$ et $\frac{\sqrt{6}}{2} - \frac{\sqrt{2}}{2}$. Seule la seconde est supérieure à 1. Si $1 < w_1 < \sqrt{2}$, alors la condition est respectée et la relation entre les investissements à

l'étranger et le taux de change est positive. Dans le cas où $w_1 > 1$, mais aussi supérieure à $\sqrt{2}$, la relation est négative.

Le graphique 2.2 confirme les résultats précédents avec $\sqrt{2}$ comme point d'inflexion. Ce graphique met en exergue la relation entre $i_{1,t}^*$ et R_t en considérant les variations de w_1 pour w_2 fixé. Cela donne uniquement un aperçu de cette relation complexe qui dépend en réalité à la fois des trajectoires de w_1 et de w_2 , ce que nous prendrons en compte uniquement dans nos simulation stochastiques.

Graphique 2.2 : Relation entre les investissements à l'étranger et le taux de change réel



Lecture : relation entre une appréciation de l'unité de compte du pays 1 (en abscisses) et le niveau des investissements à l'étranger du pays 1 (en ordonnées).

Au final, on s'aperçoit qu'à w_2 donné, une augmentation de w_1 génère une relation non monotone des investissements étrangers du pays 1 dans le pays 2. La relation est tout d'abord croissante puis décroissante. Lorsqu'il y a une appréciation de la monnaie du pays 1, et donc une dépréciation de celle de son pays partenaire dans lequel il place ses IDE, l'agent du pays 1 est tout d'abord attiré par le faible coût de l'investissement dans ce pays partenaire et investit massivement. Notre modèle

corrobore ici les résultats de Aliber [1970], Froot et Stein [1991], Klein et Rosengren [1992] et Athukorala et Rajapatirana [2003] qui montrent que les intrants de capitaux d'un pays sont davantage positivement corrélés à la dépréciation du taux de change réel qu'à son appréciation. Le pays 2, de par sa compétitivité liée à la dépréciation de sa monnaie, est en effet un importateur privilégié d'IDE. On peut penser que le taux de change réel affecte le coût d'acquisition et de production relatif des biens du pays partenaire.

Toutefois, comme le soulignent Lafrance et Tessier [2000] et Kosteletou et Liargovas [2000], les effets du taux de change réel sur l'investissement étranger sont plutôt faibles et parfois controversés. Les deux derniers auteurs ont d'ailleurs empiriquement montré que la relation inverse ne devrait pas être négligée.

Notre modèle prend ces arguments en considération puisque la relation devient décroissante lorsque la dépréciation atteint un seuil élevé. Lorsque la variation du taux de change réel devient relativement forte (lorsque w_1 atteint 1,4 sur notre graphique), les flux d'investissements du pays 1 vers le pays 2 s'estompent. On peut arguer que si le coût de l'investissement est certes plus attractif, le rendement issu de cet investissement sera toutefois lui-même plus faible. En d'autres termes, on suppose que l'effet rendement l'emporte sur l'effet coût à mesure que w_1 s'accroît. Cela provient notamment de la présence des coûts d'ajustement du capital convexes qui dépendent de l'accumulation du capital. Cela permet aussi de prendre en compte certains phénomènes qui, dans la réalité, poussent les agents à anticiper un retour de tendance du taux de change réel. C'est en effet par ce biais que certaines crises liées à des sorties de capitaux massives se produisent (voir Plihon et Miotti, 2001).

2.2.1.2 *Présentation du modèle de référence sans coût d'ajustement*

A titre de comparaison, et par soucis d'isoler certains effets de la taxation des transactions de change, nous utiliserons comme modèle de base un modèle sans coûts d'ajustement du capital. Il nous en faut dire quelques mots à présent.

Comme dans le modèle complet, les investissements internes et les investissements à l'étranger fluctuent de façon non linéaire avec le taux de change réel.

Nous présentons les investissements d'équilibre du pays 1 ci-après (le modèle étant symétrique, nous ne présenterons pas ici les résultats du pays 2) :

$$i_{1,t} = \frac{w_1(-2w_2 + w_1) \left(\frac{-w_2^2}{2} + \frac{3}{2}w_1w_2 + w_1^2 \right) (\rho(\alpha - \beta k_t) - 1)}{2\rho\beta(w_1^4 + w_2^4 - 4w_1^2w_2^2)} \quad (2.21)$$

$$i_{1,t}^* = \frac{w_1(w_1 - w_2)(w_1^2 - 2w_2^2)(\rho(\beta k_t - \alpha) + 1)}{2\rho\beta(w_1^4 + w_2^4 - 4w_1^2w_2^2)} \quad (2.22)$$

On identifie les signes de ces investissements pour un taux de change d'équilibre égal à l'unité, c'est-à-dire lorsqu'il n'existe pas de différentiels de technologie. Tout d'abord, nous montrons dans le lemme suivant que les investissements internes sont toujours positifs lorsqu'il n'existe aucun avantage comparatif (*lemme 2.5*).

Lemme 2.5 : Si $R_t = 1$, les investissements internes, $i_{1,t}$ et $i_{2,t}$, sont positifs.

Démonstration 2.5 : Les investissements internes peuvent donc se réécrire :

$$i_{1,t} = \frac{(\rho(\alpha - \beta k_t) - 1)}{2\rho\beta}$$

Selon nos hypothèses (paramètres et stock de capital de départ positifs), le numérateur et le dénominateur de l'expression précédente sont toujours positifs.

Lemme 2.6 : Si $R_t = 1$, les investissements étrangers, $i_{1,t}^*$ et $i_{2,t}^*$, sont nuls.

Démonstration 2.6 : Si $R_t = 1$, alors w_1 et w_2 sont égaux. Le numérateur de (2.22) est donc nul puisque $w_1 - w_2 = 0$.

Lorsque nous introduisons des différences de technologie, le taux de change étant différent de un, les ensembles de variation des investissements sont les suivants : les investissements internes sont positifs, à l'instar des modèles complets (*Lemme 2.7*)

alors que les investissements à l'étranger sont alternativement positifs puis négatifs (Lemme 2.8).

Lemme 2.7 : Les investissements internes sont toujours positifs.

Démonstration 2.7 : On peut montrer que les investissements internes sont positifs si $i_{1,t}$ est positif en w_1 . Cela suppose que w_1 soit inférieur aux deux racines du polynôme suivant : $w_1^2 + \frac{3}{2}w_1 - \frac{1}{2}$. Il n'existe qu'une seule racine positive, $\frac{\sqrt{17}}{4} - \frac{3}{4}$, qui est largement inférieure à 1. Par conséquent, compte tenu des ensembles de définition de nos paramètres (positifs) et de w_1 (supérieur à 1), les investissements internes sont toujours positifs dans le modèle de base sans coûts d'ajustement.

Lemme 2.8 : Les investissements à l'étranger sont positifs puis négatifs en fonction des valeurs du taux de change, à l'instar du modèle avec coûts d'ajustement.

Démonstration 2.8 : Nous raisonnons par rapport à une variation de w_1 à w_2 constant. Par soucis de simplification, nous considérons que le taux de change varie selon une modification de la technologie du pays 1 pour une technologie du pays 2 donnée. Les investissements à l'étranger sont positifs si $w_1^4 - 4w_1^2 + 1$ et $w_1^2 - 2$ sont de signe contraire.

La première expression contient quatre racines dont deux positives. Elle nous indique que $w_1^4 - 4w_1^2 + 1$ est positif pour des valeurs de w_1 supérieures à $\frac{\sqrt{6}}{2} - \frac{\sqrt{2}}{2}$. La seconde expression est positive seulement si $w_1 > \sqrt{2}$.

Par conséquent, on peut conclure que les investissements à l'étranger seront toujours positifs pour $w_1 < \sqrt{2}$.

2.2.2 Introduction d'une taxe sur les transactions de change et évolution du capital

A présent, nous allons évaluer l'effet d'une taxe de type Tobin sur les décisions d'investissement des agents. Plus précisément, nous recalculons les nouvelles demandes d'équilibre tout en mettant en exergue l'effet négatif joué par la taxe Tobin sur les investissements étrangers. Les effets d'une telle taxe sont analysés en deux temps selon qu'il existe ou non des coûts d'ajustement dans l'accumulation du capital.

Bien que l'existence de coûts d'ajustement du capital soit prise en compte dans notre modèle, nous considérons aussi le cas où la taxe Tobin serait l'unique coût entravant les investissements étrangers. Cela permet d'étudier l'interaction entre la taxation des transactions de changes et les autres coûts liés aux flux de capitaux. On peut attendre de la taxe à la Tobin qu'elle apparaisse de façon différente aux agents selon qu'elle est ou non un coût additionnel. Dans ce second cas l'analyse repose sur une hypothèse majeure : l'assimilation, au plan microéconomique, d'une taxe Tobin à un coût supplémentaire dans la décision d'investissement des agents. Ce coût se traduit, au plan macroéconomique, comme un paramètre supplémentaire dans le processus d'accumulation du capital.

La taxe porte à la fois sur les flux d'investissement entre pays mais aussi sur les rendements issus de ces investissements, comme dans le modèle de Frankel [1996]. Ce dernier propose deux variantes de son modèle, la taxe étant appliquée alternativement sur le nominal et/ou sur les rendements de celui-ci. Nous effectuerons plus loin l'analyse comparative du choix du mode de taxation.

Soit τ_t la taxe sur les transactions de change à la période t , la nouvelle fonction objectif du pays 1 devient donc en l'absence de coûts d'ajustement⁶³ :

$$\begin{aligned}
 C_{1,t} + \rho C_{1,t+1} &= \tilde{y}_{1,t} - i_{1,t} - i_{1,t}^* (1 + \tau) \\
 &+ \rho \left[w_1 + \left[\alpha(k_{1,t+1}) - \beta(k_{1,t+1})^2 \right] \frac{i_{1,t}}{k_{1,t+1}} \right] \\
 &+ \rho \left[\left[\alpha(k_{2,t+1}) - \beta(k_{2,t+1})^2 \right] \frac{i_{1,t}^*}{k_{2,t+1}} \right] (1 - \tau)
 \end{aligned} \tag{2.23}$$

⁶³ On obtient par analogie la nouvelle fonction objectif du pays 2.

Dans le modèle complet, avec coûts d'ajustement, cette fonction est donnée par :

$$\begin{aligned}
 C_{1,t} + \rho C_{1,t+1} = & \tilde{y}_{1,t} - i_{1,t} - i_{1,t}^* (1 + \tau) - \frac{\gamma}{2} (i_{1,t}^2 + i_{1,t} i_{2,t}^*) - \frac{\gamma}{2} (i_{1,t}^{*2} + i_{2,t} i_{1,t}^*) \\
 & + \rho \left[w_1 + \left[\alpha (k_{1,t+1}) - \beta (k_{1,t+1})^2 \right] \frac{i_{1,t}}{k_{1,t+1}} \right] \\
 & + \rho \left[\left[\alpha (k_{2,t+1}) - \beta (k_{2,t+1})^2 \right] \frac{i_{1,t}^*}{k_{2,t+1}} \right] (1 - \tau)
 \end{aligned} \tag{2.24}$$

2.2.2.1 Solutions du modèle sans coûts d'ajustement du capital

Le calcul des dérivées partielles de U_1 et U_2 , compte tenu des contraintes d'accumulation du capital et de balance des capitaux, par rapport aux quatre types d'investissements, donne les conditions de premier ordre suivantes :

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial U_{1,t}}{\partial i_{1,t}} = & -1 - \frac{\gamma \left(2i_{1,t} + i_{1,t}^* \frac{w_2}{w_1} \right)}{2} + \rho \left[\alpha - \beta \left(k_{1,t} (1 - \delta) + 2i_{1,t} + i_{1,t}^* \frac{w_2}{w_1} \right) \right] = 0 \\
 \frac{\partial U_{1,t}}{\partial i_{1,t}^*} = & -1 - \tau - \frac{\gamma i_{1,t} w_2}{2 w_1} - \frac{\gamma (2i_{1,t}^* + i_{2,t})}{2} - \frac{\rho \beta i_{1,t} w_2}{w_1} + \rho \left[\alpha - \beta (k_{2,t} (1 - \delta) + 2i_{1,t}^* + i_{2,t}) \right] (1 - \tau) = 0 \\
 \frac{\partial U_{2,t}}{\partial i_{2,t}} = & -1 - \frac{\gamma \left(2i_{2,t} + i_{2,t}^* \frac{w_1}{w_2} \right)}{2} + \rho \left[\alpha - \beta \left(k_{2,t} (1 - \delta) + 2i_{2,t} + i_{2,t}^* \frac{w_1}{w_2} \right) \right] = 0 \\
 \frac{\partial U_{2,t}}{\partial i_{2,t}^*} = & -1 - \tau - \frac{\gamma i_{2,t} w_1}{2 w_2} - \frac{\gamma (2i_{2,t}^* + i_{1,t})}{2} - \frac{\rho \beta i_{2,t} w_1}{w_2} + \rho \left[\alpha - \beta (k_{1,t} (1 - \delta) + 2i_{2,t}^* + i_{1,t}) \right] (1 - \tau) = 0
 \end{aligned}$$

Après résolution du système, nous obtenons les variables d'équilibre du pays 1 avec taxation des transactions de change :

$$i_{1,t}^\tau = \frac{w_1 \left[-2w_2^3 Y ((3 + X)\tau + 1 - X) + 7w_1 w_2^2 Y ((X - 9)\tau + 1 - X) - 7w_1^2 w_2 ((1 + X)(\tau + 1)) + 2w_1^3 Y (X - 1) \right]}{\rho \beta \left(w_2^4 Y + w_1^2 w_2^2 \left(\frac{15}{4} Y^2 + 4 \right) + w_1^4 Y \right)} \tag{2.25}$$

$$i_{1,t}^{*\tau} = \frac{-4 \left[w_1^3 \left(\left(\frac{-X-1}{2} \right) \tau + \frac{(X-1)}{2} \right) + w_1^2 w_2 \left((-3-X) \tau^2 + 2(\tau(1+X) + (1-X)) \right) + w_2^2 \left((-3-X) \tau - 1 + w_1 X Y \right) + w_1 w_2^3 \left((1-X) Y \right) \right]}{\rho \beta \left(4w_1^4 Y + w_2^2 \left(15(\tau^2 - 2\tau) + 16 \right) + 4w_2^4 Y \right)} \quad (2.26)$$

avec X le taux de rendement du capital actualisé : $X = \rho(\alpha - \beta k_t)$ et Y une expression du taux de taxation : $Y = (\tau - 1)$

La forme des solutions obtenues par le pays 2 est dissymétrique par rapport au taux de change. Elles ne sont pas présentées ici, mais peuvent être retrouvées en remplaçant w_2 / w_1 par w_1 / w_2 .

Il est n'est pas aisé de déterminer analytiquement les solutions. Tout au plus est-il possible de déduire l'ensemble de définition des investissements internes.

Lemme 2.8 : Le signe de $i_{1,t}^{\tau}$ est toujours positif quelles que soient les valeurs prises par w_1 , τ et l'ensemble des paramètres dans un ensemble de définition raisonnable, c'est-à-dire une taxe qui ne dépasserait pas quelques pourcents (ce qui serait déjà considérable et complètement irréal !) et une appréciation du taux de change qui ne dépasserait pas 150% (en cas de crise, les variations du taux de change peuvent néanmoins atteindre plusieurs dizaines de pourcents⁶⁴).

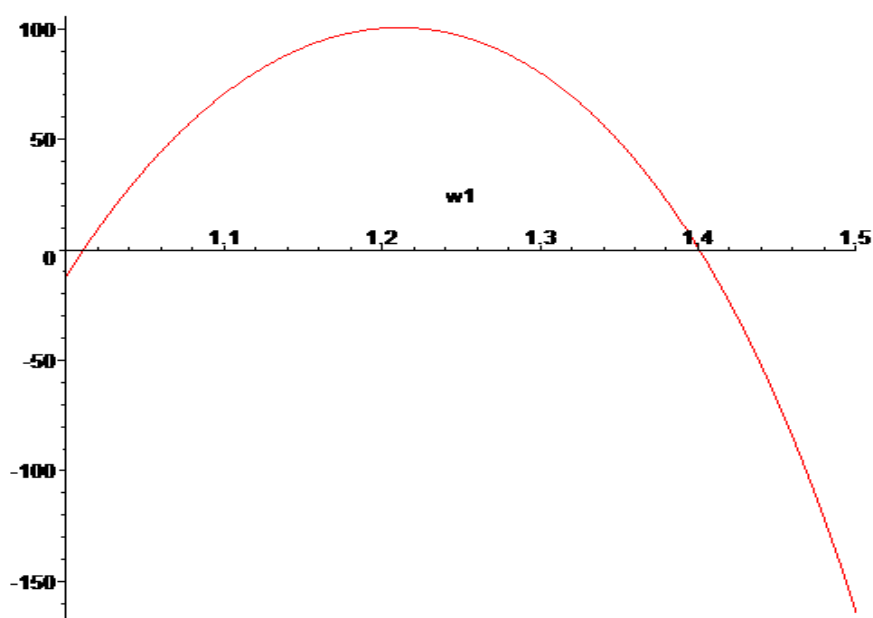
Démonstration 2.8 : A partir du moment où tous les paramètres $\alpha, \beta, \rho, \tau, \gamma$ sont positifs et compte tenu du signe positif de X , seule $Y = \tau - 1$ est négative. Le numérateur de l'expression de $i_{1,t}^{\tau}$ est donc négatif, alors que son dénominateur est négatif pour des faibles valeurs de τ , ce qui est l'essence même d'une taxe de type Tobin. L'expression est donc positive, ce qui garantit que les pays investissent toujours, comme dans le modèle de base, une part significative de leurs revenus dans leur pays d'origine.

Il est moins aisé cependant de définir le signe des investissements à l'étranger. Le signe de l'expression de $i_{1,t}^{*\tau}$ est en effet indéterminé. Néanmoins, on peut penser

⁶⁴ Voir chapitre 1.

qu'il est alternativement positif puis négatif, de la même façon que lorsque la taxe n'est pas introduite. Le caractère linéaire de la taxation ne devrait pas modifier la trajectoire des investissements à l'étranger. Pour le vérifier, nous nous proposons néanmoins de simuler cette trajectoire pour des valeurs raisonnables de nos paramètres et un taux de taxation, tout à fait réalisable, de 5 points de base (graphique 2.3). A titre d'exemple, nous choisissons une appréciation de l'unité de compte du pays 1.

Graphique 2.3 : Trajectoire des investissements étrangers en fonction du taux de change en présence de taxe de type Tobin



Lecture : relation entre une appréciation de l'unité de compte du pays 1 (en abscisses) et le niveau des investissements à l'étranger du pays 1 (en ordonnées).

2.2.2.2 Analyse numérique des effets de la taxation des transactions de change

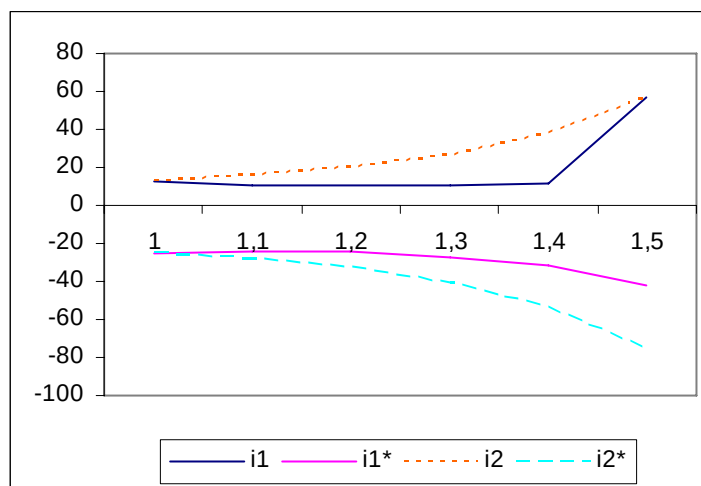
On suppose ici que la valeur du taux de change à la période de départ est identique à la période suivante et que le taux de taxation est de 5 points de base⁶⁵.

⁶⁵ Il est aurait été équivalent de fixer un taux de taxation à deux, trois ou quatre points de base. L'essentiel ici est de considérer un taux modérément élevé et par conséquent susceptible d'être imposé dans la réalité.

On constate que l'effet d'une appréciation du taux de change réel liée à un accroissement du niveau des prix du pays 1 a un effet non uniforme sur le niveau des quatre types d'investissement. En effet, l'effet du taux de change est dissymétrique par suite du caractère bilatéral du modèle à deux pays partenaires. Il ressort du graphique 2.4, comme on pouvait s'y attendre, que l'effet de la taxation des transactions de changes sur les investissements étrangers est baissier. Le pays 2, qui dans ce cas de figure, attire les capitaux étrangers est le pays qui désinvestit le plus chez son partenaire. Cela ne provient pas uniquement de la taxe Tobin mais également de l'effet-coût (l'augmentation relative du coût de son investissement en raison du niveau du taux de change) lié à la dépréciation de son unité de compte, particulièrement important dans notre modèle.

De plus, l'effet de la taxation des transactions de change est positif pour ce qui est des investissements internes. De façon mécanique, cela s'explique par le fait que les agents compensent la perte d'investissement à l'étranger en investissant davantage sur leur propre territoire.

Graphique 2.4 : Effet de la taxation des transactions de change sur l'investissement



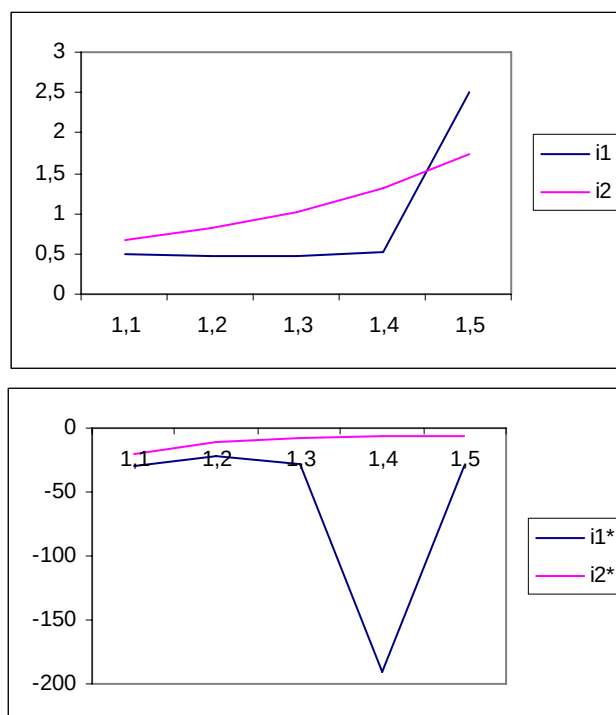
Lecture : variation du niveau d'investissement (en ordonnées) suite à une diminution du taux de change réel (en abscisses, valeurs de w_1 à w_2 constant).

Deux questions peuvent être posées en corollaire : cette compensation est-elle totale ou partielle ? Comment peut-on expliquer les non linéarités de son impact ?

Pour répondre à la première question, nous avons calculé les taux de variation de l'investissement en prenant soin de traiter le cas particulier des désinvestissements. Toujours en se plaçant dans le cas d'une appréciation de l'unité de compte du pays 1 (équivalent à une diminution du taux de change réel), nous constatons que l'augmentation des investissements internes est significativement faible par rapport à la diminution de l'investissement étranger comme le met en exergue le graphique 2.5.

Proposition 2.1 *La taxation des transactions de change réduit le niveau des investissements à l'étranger lorsque le taux de change réel (en niveau) est constant entre deux périodes t et $t+1$ et quel que soit sa valeur (unité de compte du pays 1 relativement plus forte ou plus faible que celle du pays 2). Les agents compensent une partie de cette diminution en investissant davantage dans leur propre pays. Cette compensation n'est néanmoins que partielle.*

Graphique 2.5 Taux de variation des investissements internes et des investissements étrangers après introduction d'une taxe de type Tobin



Lecture : effets de la taxation des transactions de change lorsque de l'unité de compte du pays 1 s'apprécie (en abscisses) sur le taux de variation des niveaux d'investissement (en ordonnées).

La proposition 2.1 implique donc que le stock de capital mondial va se réduire sous l'effet de la taxation des transactions de change.

La seconde question renvoie aux non linéarités qui caractérisent les trajectoires suivies par les investissements. Ces dernières sont liées à la forme de la relation entre les niveaux d'investissement et le taux de change réel. Elles sont plutôt erratiques en ce qui concerne le pays 1 et plutôt homogènes pour le pays 2. On remarque que si les investissements internes des deux pays augmentent sous l'effet de la taxation, leur rythme d'accroissement est nettement à la hausse. En revanche, le rythme de réduction (et de désinvestissement) des investissements étrangers est plutôt stable avec l'importance du déséquilibre entre les pays pour le pays 2 et plutôt à la baisse pour le pays 1. D'une manière générale, les graphiques font apparaître un lien marqué entre le rythme des investissements internes et à l'étranger de chaque pays.

2.2.2.3 Quelques remarques sur le modèle avec coûts d'ajustement

Nous reproduisons à présent la même démarche que dans la sous-section précédente en réintroduisant les coûts d'ajustement du capital. Les solutions obtenues, après plusieurs changements de variables, sont très complexes et beaucoup plus difficilement interprétables que précédemment. On ne les présentera donc pas ici.

Les simulations numériques réalisées sont tout à fait parallèles, quant aux trajectoires, au cas précédent. Il apparaît également que le pays 2 est celui qui désinvestit le plus à l'étranger en raison, une nouvelle fois de la pression sur le coût de l'investissement lié à la dépréciation de son unité de compte.

Néanmoins des différences importantes apparaissent entre les deux variantes du modèle. La réduction des investissements à l'étranger, pour les deux pays et pour le même taux de taxation, est plus faible lorsqu'il y a des coûts d'ajustement du capital. La compensation par l'augmentation des investissements internes est également plus faible, ce qui s'explique d'une part par le moindre désinvestissement à l'étranger et d'autre part, par la présence des coûts d'ajustement qui semblent amortir l'effet de la taxe Tobin.

Proposition 2.2 *La présence de régulateurs naturels, tels que des coûts de transactions, modifie la perception des investisseurs à la taxation des transactions de change, relativement à une situation sans coûts. La présence de coûts sur le marché réduit l'ampleur des flux d'investissements. La sensibilité des investissements à la taxe est donc plus faible. Dans ce cas de figure, la taxe apparaît comme un coût de l'investissement supplémentaire au niveau microéconomique qui freine l'accumulation du capital au niveau macroéconomique.*

2.2.2.3 *Analyse comparative de la taxation des transactions de change selon le stock de capital du pays partenaire et le mode de taxation*

Dans ce qui suit, les effets de la taxation des transactions de change sont analysés selon le stock de capital du pays partenaire. Pour ce faire, plutôt que de simuler les variations de revenus des deux pays en modifiant les stocks de capital de départ (k_1 et k_2), on préfère poser l'hypothèse suivante : les variations du taux de change reflètent *a priori* le différentiel de capital entre pays.

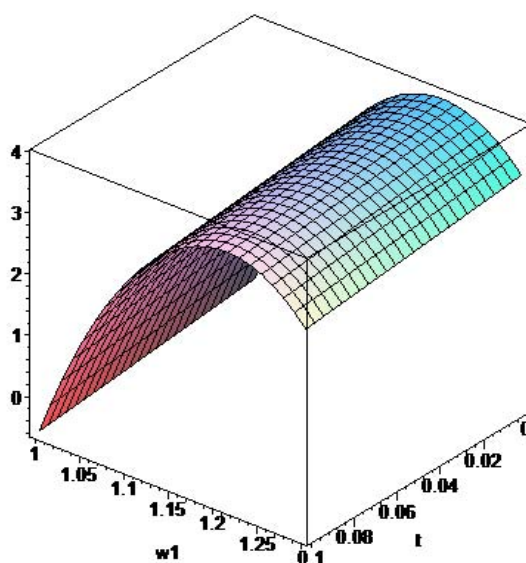
On étudie parallèlement l'influence du mode de taxation sur les effets de la taxe Tobin. En effet, la littérature relative à la taxation des transactions de change, et d'une manière plus générale, à celle de la taxation des flux financiers, distingue plusieurs modes de taxation : taxe sur le nominal, taxe sur les rendements ou taxe sur le nominal et les rendements, de l'investissement. Bien que la dernière solution soit la plus usuelle, nous avons voulu néanmoins tester, à l'aune de notre modèle, des instruments de taxation partiels.

Prenons tout d'abord le cas d'une appréciation de l'unité de compte du pays 1 (et d'une dépréciation de celle du pays 2), lorsque w_1 augmente à w_2 donné, et analysons les flux du pays 1 vers le pays 2. La relation entre les investissements à l'étranger et le taux de change étant non linéaire (*Lemme 2.4*), on restreint notre analyse à des niveaux d'appréciation ne pouvant dépasser 30% (les valeurs affectées au taux de change restent inférieures à 1,3). Cette hypothèse nous permet de raisonner sur la partie croissante de cette relation.

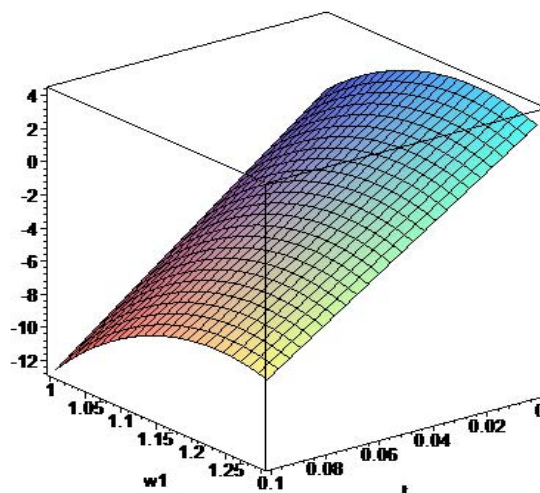
Dans ce premier scénario, le niveau du taux de change traduit un déficit en capital du pays 2. La dépréciation de l'unité de compte du pays 2 est en effet un signal positif envoyé aux investissements étrangers du pays 1. L'augmentation du taux de change est équivalente et à un accroissement relatif du prix des biens de capital du pays 2, l'offre de ces derniers augmentant mécaniquement par voie de conséquence.

Lorsqu'une taxe sur le nominal est instaurée, il s'en suit une réduction des investissements à l'étranger très faible (pente très faible sur le graphique 2.6). Lorsque la taxation porte sur les rendements de l'investissement (graphique 2.7), la réduction des transactions est en revanche beaucoup plus prononcée. Par conséquent, une taxe sur les rendements empêche significativement le pays 1 de profiter de son avantage comparatif et de percevoir des intérêts sur la production du pays 2.

Graphique 2.6 : Réduction des investissements étrangers d'un pays lorsque la taxe porte uniquement sur le nominal (déficit de capital dans le pays partenaire)



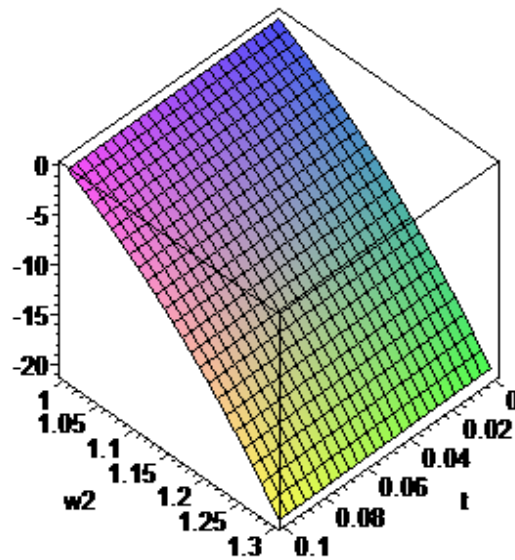
Graphique 2.7 : Réduction des investissements étrangers d'un pays lorsque la taxe porte uniquement sur les rendements (déficit de capital dans le pays partenaire)



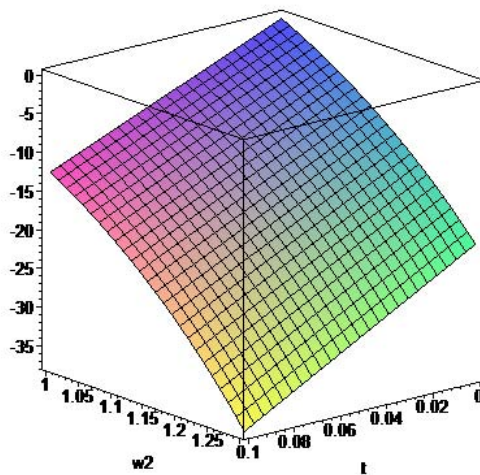
La taxe, si elle porte sur les rendements, est donc préférable, en ce qu'elle empêche des sorties massives de capitaux du pays 1 vers le pays 2. Mais cette efficacité est conditionnelle au fait que le stock de capital du pays 2 soit suffisant. Or, la dépréciation donne une indication contraire. En effet, la dépréciation de l'unité de compte du pays 2 est synonyme d'un déficit en capital. La taxe sur les rendements pourrait donc s'avérer dangereuse en empêchant le pays 2 d'accéder au capital productif nécessaire à son expansion. Elle s'avère constituer une sérieuse distorsion dans l'allocation optimale du capital mondial.

Dans le cas d'une dépréciation de l'unité de compte du pays 1 cette fois (augmentation de w_2 à w_1 donné), le niveau du taux de change devient tel que le pays 2 devrait ralentir ses intrants de capitaux. Les flux du pays 1 vers le pays 2 diminuent. Une nouvelle fois, la taxe sur les flux entraîne une réduction plus faible des investissements à l'étranger que la taxe sur les rendements comme le montre les graphiques 2.8 et 2.9. Cette fois, la taxe sur les rendements est préférable à la taxe sur les nominaux. En effet, elle accentue la réduction des investissements à l'étranger du pays 1 vers le pays 2 et favorise (*proposition 2.3*) l'accroissement du stock de capital du pays 1 dont le besoin en capital est à satisfaire.

Graphique 2.8 : Réduction des investissements étrangers d'un pays lorsque la taxe porte uniquement sur le nominal (excédent de capital dans le pays partenaire)



Graphique 2.9 : Réduction des investissements étrangers d'un pays lorsque la taxe porte uniquement sur les rendements de l'investissement (excédent de capital dans le pays partenaire)



Proposition 2.3 *Lorsque le pays partenaire est déficitaire en capital et qu'il s'en suit une diminution du taux de change réel, une taxe sur le nominal, de par son effet à la baisse relativement plus faible sur l'investissement étranger, est préférable à une taxe sur les rendements, dont les conséquences pourraient être dangereuses pour l'économie de ce pays. Lorsque le pays partenaire est excédentaire en capital et qu'il s'en suit une augmentation du taux de change réel, une taxe sur les rendements, de par son effet à la baisse relativement plus élevée sur l'investissement étranger, est préférable à une taxe sur le nominal. La taxe sur les rendements permet de davantage réduire des entrées de capitaux de ce pays. De manière générale, la taxation des transactions de change constitue une distorsion dans l'allocation du capital mondiale dont les répercussions sur l'économie peuvent être importantes.*

2.3 Introduction d'un choc de change et analyse en incertitude

Dans la section précédente, les effets de la taxation des transactions de change sont analysés pour des modifications du niveau du taux de change réel à la période de départ. En outre, nous avons considéré que l'appréciation ou la dépréciation du taux de change réel se poursuivait parfaitement à la période suivante et que les agents prenaient leur décision d'investissement avec toute l'information disponible.

A présent, nous introduisons un choc de change stochastique en $t+1$, ce dernier entraînant des variations du taux de change réel et des rendements des investissements. Bien évidemment, cela permet d'étudier les effets de la taxation des transactions de change dans plusieurs scénarios possibles selon qu'il existe un avantage au pays 1 ou au pays 2 en t , que cet avantage s'amplifie ou s'amenuise et selon le type d'anticipations des agents (2.3.1). Les solutions du modèle après introduction du choc sont finalement présentées (2.3.2).

2.3.2 Spécification du choc de change et anticipations

Dans ce qui suit, nous définissons les caractéristiques du choc de change puis nous mettons en exergue l'intérêt de l'analyse en incertitude.

2.3.2.1 Caractéristiques principales

Nous introduisons un choc de change dans le modèle de base. Nous supposons que ce dernier survient en $t+1$ et se note : ε_{t+1} . Il est spécifié de façon à affecter non seulement le niveau du taux de change réel R_t , à travers les niveaux des salaires (w_1 et w_2), mais aussi les niveaux de productivité du capital $\left[\alpha(k_{1,t+1}) - \beta(k_{1,t+1})^2 \right] \frac{i_{1,t}}{k_{1,t+1}}$ et $\left[\alpha(k_{2,t+1}) - \beta(k_{2,t+1})^2 \right] \frac{i_{1,t}^*}{k_{2,t+1}}$ pour le pays 1⁶⁶.

Il peut donc s'interpréter comme une combinaison de chocs de productivité : $\varepsilon_{1,t+1}$ dans le pays 1, et $\varepsilon_{2,t+1}$ dans le pays 2. On peut donc l'écrire sous la forme suivante :

$$\varepsilon_{t+1} = \frac{\varepsilon_{1,t+1}}{\varepsilon_{2,t+1}} \quad (2.27)$$

Ainsi, un choc de change $\varepsilon_{t+1} > 1$ signifie que la productivité du pays 1 et par là même, le rendement des investissements dans ce même pays, augmente relativement plus rapidement que dans le pays 2. Cela signifie également que le niveau du taux de change en $t+1$ est tel que l'unité de compte du pays 1 connaît une appréciation entre la période où la décision d'investir est prise et la période où les rendements sont connus.

Le choc de change est toujours positif de façon à l'interpréter comme une incitation, plutôt qu'une désincitation à l'investissement. Par conséquent, l'importance de la valeur du choc de change dans un pays détermine l'intérêt potentiel d'un

⁶⁶ Par souci d'alléger le corps de texte, les rendements du capital du pays 2 ne sont pas précisés ici. Ils sont annotés plus loin lorsque nous réécrivons la fonction objectif du pays 2.

investisseur à détenir du capital dans ce même pays, puisque plus le choc est intense et plus le rendement de l'investissement est élevé.

Nous supposons enfin que ce choc de change est de nature stochastique. Nous le définissons comme une combinaison de deux chocs de productivité de distribution log-normale de moyenne unitaire tel que :

$$\ln \varepsilon_{i,t} \square N(0, \sigma) \text{ et } E(\varepsilon_{i,t}) = 1, \forall t = 1, \dots, 50$$

$$\text{avec } f(\varepsilon_{i,t}) = \frac{2}{\sqrt{2\pi\sigma\varepsilon_{i,t}}} e^{-\frac{(\ln \varepsilon_{i,t} - \mu)^2}{2\sigma^2}}, \text{ si } 0 < \varepsilon_{i,t} < +\infty$$

Les moments de la distribution log normale sont donnés par :

$$E(\varepsilon_{i,t}) = e^{\mu + \frac{1}{2}\sigma^2}$$

$$Var(\varepsilon_{i,t}) = (e^{\sigma^2} - 1)e^{2\mu + \sigma^2}$$

Cela engendre pour une spécification normale $\ln \varepsilon_{i,t} \square N(0, 0,5)$:

$$E(\varepsilon_{i,t}) = 1,13$$

$$Var(\varepsilon_{i,t}) = 0,36$$

Cette spécification nous permet donc de raisonner en termes de chocs multiplicatifs strictement positifs, ce qui assure, sous des conditions raisonnables sur les paramètres, que les niveaux d'investissement étrangers, de production et de revenus consommables, sont aussi positifs⁶⁷.

2.3.2.2 Incertitude et hétérogénéité des anticipations

Le choc de change intervenant à la période $t+1$, il n'est pas connu par les agents au moment de la décision d'investir. Les agents ne peuvent donc que l'anticiper, ce qui implique que les rendements potentiels sont soumis à l'incertitude. L'analyse en incertitude permet de prendre en compte non seulement l'effet de la taxation des transactions de change sur le rendement des investissements mais aussi l'interaction

⁶⁷ Ce qui est d'une part plus réaliste et d'autre part plus manipulable.

entre la taxe Tobin et les anticipations des investisseurs. L'une des principales limites des analyses existantes sur les effets d'une taxe Tobin réside principalement dans la difficulté d'étudier cette interaction, comme le souligne Jegourel [2002].

Il est en effet intéressant d'étudier dans quelle mesure la taxation des transactions de change peut interagir avec les anticipations des investisseurs lorsque ceux-ci prennent leur décision d'investir. Quel doit être le niveau optimal de la taxe pour éviter que le capital se déplace de façon trop importante d'un pays à l'autre ? La taxe est-elle nécessairement synonyme de réduction des investissements et des revenus des investisseurs ? L'effet de la taxation est-il uniforme selon le type d'anticipations effectuées par les investisseurs ?

Pour apporter un éclaircissement à ces questions dans le reste de ce chapitre, nous introduisons plusieurs formes d'anticipation du choc de change réel et donc des deux chocs de productivité :

- *Anticipations parfaites* : $\varepsilon_{i,t+1}^e = \varepsilon_{i,t+1}$

Dans ce cas, les agents anticipent exactement le choc de change.

- *Anticipations rationnelles* : $\varepsilon_{i,t+1}^e = E(\varepsilon_{i,t+1})$

Les agents font ici leur prévision en fonction de l'espérance moyenne du choc.

- *Anticipations myopes* : $\varepsilon_{i,t+1}^e = \varepsilon_{i,t}$

Ici, la myopie des agents les conduit à agir avec un décalage d'une période.

2.3.2 Réécriture du modèle avec choc de change

La fonction objectif du pays 1, compte tenu du choc de change anticipé $\varepsilon_{i,t+1}^e$, est ainsi réécrite⁶⁸ :

⁶⁸ Nous réécrivons directement le modèle avec taxation des transactions de change.

$$\begin{aligned}
C_{1,t} + \rho C_{1,t+1} = & \tilde{y}_{1,t} - i_{1,t} - i_{1,t}^* (1 + \tau) - \frac{\gamma}{2} (i_{1,t}^2 + i_{1,t} i_{2,t}^*) - \frac{\gamma}{2} (i_{1,t}^{*2} + i_{2,t} i_{1,t}^*) \\
& + \rho \varepsilon_{1,t+1}^e \left[w_1 + \left[\alpha (k_{1,t+1}) - \beta (k_{1,t+1})^2 \right] \frac{i_{1,t}}{k_{1,t+1}} \right] \\
& + \rho \varepsilon_{2,t+1}^e \left[\left[\alpha (k_{2,t+1}) - \beta (k_{2,t+1})^2 \right] \frac{i_{1,t}^*}{k_{2,t+1}} \right] (1 - \tau)
\end{aligned} \tag{2.28}$$

De façon analogue, nous réécrivons également celle du pays 2 :

$$\begin{aligned}
C_{2,t} + \rho C_{2,t+1} = & \tilde{y}_{2,t} - i_{2,t} - i_{2,t}^* (1 + \tau) - \frac{\gamma}{2} (i_{2,t}^2 + i_{2,t} i_{1,t}^*) - \frac{\gamma}{2} (i_{2,t}^{*2} + i_{1,t} i_{2,t}^*) \\
& + \rho \left[w_2 + \varepsilon_{2,t+1}^e \left[\alpha (k_{2,t+1}) - \beta (k_{2,t+1})^2 \right] \frac{i_{2,t}}{k_{2,t+1}} \right] \\
& + \rho \left[\varepsilon_{1,t+1}^e \left[\alpha (k_{1,t+1}) - \beta (k_{1,t+1})^2 \right] \frac{i_{2,t}^*}{k_{1,t+1}} \right] (1 - \tau)
\end{aligned} \tag{2.29}$$

Les niveaux d'investissement d'équilibre sont issus du système constitué par les quatre conditions de premier ordre suivantes :

$$\begin{aligned}
\frac{\partial U_{1,t}}{\partial i_{1,t}} = & -1 - \frac{\gamma \left(2i_{1,t} + i_{1,t}^* \frac{w_2}{w_1} \right)}{2} + \rho \varepsilon_{1,t+1}^e \left[\alpha - \beta \left(k_{1,t} (1 - \delta) + 2i_{1,t} + i_{1,t}^* \frac{w_2}{w_1} \right) \right] = 0 \\
\frac{\partial U_{1,t}}{\partial i_{1,t}^*} = & -1 - \tau - \frac{\gamma i_{1,t} w_2}{2w_1} - \frac{\gamma (2i_{1,t}^* + i_{2,t})}{2} - \frac{\rho \varepsilon_{1,t+1}^e \beta i_{1,t} w_2}{w_1} + \rho \varepsilon_{2,t+1}^e \left[\alpha - \beta (k_{2,t} (1 - \delta) + 2i_{1,t}^* + i_{2,t}) \right] (1 - \tau) = 0 \\
\frac{\partial U_{2,t}}{\partial i_{2,t}} = & -1 - \frac{\gamma \left(2i_{2,t} + i_{2,t}^* \frac{w_1}{w_2} \right)}{2} + \rho \varepsilon_{2,t+1}^e \left[\alpha - \beta \left(k_{2,t} (1 - \delta) + 2i_{2,t} + i_{2,t}^* \frac{w_1}{w_2} \right) \right] = 0 \\
\frac{\partial U_{2,t}}{\partial i_{2,t}^*} = & -1 - \tau - \frac{\gamma i_{2,t} w_1}{2w_2} - \frac{\gamma (2i_{2,t}^* + i_{1,t})}{2} - \frac{\rho \varepsilon_{2,t+1}^e \beta i_{2,t} w_1}{w_2} + \rho \varepsilon_{1,t+1}^e \left[\alpha - \beta (k_{1,t} (1 - \delta) + 2i_{2,t}^* + i_{1,t}) \right] (1 - \tau) = 0
\end{aligned}$$

Nous ne présentons pas ici les quatre niveaux d'investissement optimaux compte tenu de leur complexité analytique. Pour calculer les solutions du système ainsi obtenu, nous avons été contraint d'utiliser le logiciel de calcul Mapple. Les solutions calculées sont ensuite incorporées dans le logiciel Excel qui sert de moteur à nos simulations. Cela nous conduit à détailler à présent la méthodologie utilisée pour les simulations stochastiques.

2.4 Méthodologie de la simulation

Dans cette section, nous présenterons la méthodologie utilisée pour les simulations.

2.4.1 Calibrage et analyse de sensibilité

2.4.1.1 Discussion méthodologique

A partir du moment où notre modèle est numériquement simulé, il convient de spécifier les valeurs de ses paramètres, à savoir ρ , β , α , γ , δ et w , et la valeur du stock de capital de départ, k_t .

Dans la littérature macroéconométrique, il n'existe que deux possibilités pour ce faire : une approche économétrique dans la lignée directe de Haavelmo [1944] dans laquelle les paramètres sont estimés à partir de bases de données existantes et une approche dite du « calibrage » qui trouve son origine dans les travaux de Frish [1933] et dont la littérature est étroitement liée aux travaux de Shoven et Whalley sur les MEGC (Modèle d'Equilibre Général Calculable).

En l'absence de toute possibilité d'estimation économétrique de certains paramètres de notre modèle théorique, on utilisera par conséquent la technique de calibrage qui est utilisée couramment dans les modèles calculables désagrégés de type MEGC, mais qui s'applique à toutes les classes de modèles simulés. Son principal avantage est qu'elle s'avère peu coûteuse en données réelles. Seules quelques séries macro-économiques sur le niveau d'investissement, le stock de capital ou le PIB sont tout au plus nécessaires.

Les simulations consistent à faire varier les chocs, et plus précisément les anticipations de ces derniers, à partir de l'équilibre de référence. Le calibrage a pour but de préciser les caractéristiques de cet équilibre de départ. La difficulté est de construire une situation de référence cohérente et homogène en l'absence (ou presque) de données empiriques.

Cette méthode a une limite car elle permet difficilement de mesurer l'incertitude entourant la valeur des paramètres ainsi calculés (calibrés). En effet, à partir du moment

où certaines valeurs peuvent être fixées de manière plus ou moins arbitraire, et dans la mesure où il n'existe pas d'écarts types mesurant le degré de validité des résultats, comme c'est le cas pour les estimations économétriques, il est usuel de se tourner vers des *analyses de sensibilité* des paramètres pour contrôler la validité des résultats⁶⁹.

Il en existe deux sortes : les premières tentent de déterminer la pertinence des paramètres calibrés relativement aux valeurs des autres paramètres (estimés, libres) et des variables exogènes ; les secondes visent à déterminer le niveau d'incertitude entourant les valeurs des variables endogènes, c'est-à-dire des variables exprimant *in fine* le résultat. Autrement dit, il nous faut mettre au point des procédures qui attestent de la crédibilité, de la stabilité ou encore de la robustesse⁷⁰ du calibrage et des résultats obtenus après chaque vague de simulation, bien que nos résultats reposent néanmoins sur un échantillon conséquent (4000 répliques). Cette analyse de sensibilité est explicitée dans la dernière section de ce chapitre.

2.4.1.2 Valeurs calibrées

A partir des équations de la fonction de production, du taux de rentabilité moyen et des demandes optimales d'investissements domestiques et étrangères, nous fixons la valeur des paramètres par essais et erreurs. Le tableau 2.1 présente la valeur numérique de chaque paramètre :

Tableau 2.1 Calibrage des paramètres du modèle

Facteur d'escompte	$\rho = 0,96$
Pente la fonction de production	$\beta = 0,01$
Constante de la fonction de production	$\alpha = 50$
Salaire du pays 1	$w_1 = 1$
Salaire du pays 2	$w_2 = 1$
Stock de capital de départ	$k = 400$

⁶⁹ Pour Harrison et Vinod [1992], les valeurs arbitraires de certains paramètres (généralement des élasticités dans le cas des MEGC) et issues parfois de « coffee table conversations, guesses » sont toujours incertaines.

⁷⁰ Bien que ce dernier terme soit davantage assimilé aux caractéristiques structurelles du modèle et à son comportement à long terme qu'aux paramètres, le concept de robustesse peut être alternativement utilisé [Piet, 2002].

Taux de dépréciation du capital	$\delta = 0,04$
Coût d'ajustement du capital	$\gamma = 0,5$

Le taux d'escompte est donc fixé à 4% par période (ce qui équivaut à un taux annuel dans la réalité). Les paramètres de la fonction de production prennent nécessairement en compte le caractère quadratique de cette dernière, le paramètre de courbure étant très faible par rapport à la constante. Les valeurs de α , β et k sont telles que la production et les rendements des investissements sont définis strictement positivement. Ces valeurs nous permettent de faire tourner les simulations avec des valeurs d'investissements internes toujours significativement positives.

De surcroît, les valeurs des paramètres sont choisies telles que dans une économie fermée sans choc, l'investissement représente environ 1/5 du stock de capital total, ce qui est le cas pour un pays industrialisé comme la France en 2006⁷¹.

Cependant, en respectant cette dernière relation, il est impossible de respecter le ratio capital/production qui oscille entre 2,5 et 3 dans la plupart des grands pays européens actuellement. Il est en effet impossible difficile, compte tenu du caractère nécessairement simplifié du modèle, d'étalonner l'ensemble des paramètres sur la base de toutes les caractéristiques structurelles prévalant dans la réalité.

Bien que nous n'ayons aucun repère quant à la valeur du coût d'ajustement du capital, on fixe sa valeur à 0,5, c'est-à-dire significative mais relativement faible. Par ailleurs, nous tenons compte du niveau de la taxe sur les flux de capitaux qui ne devrait pas dépasser 1% au maximum dans des conditions réelles. En fixant la valeur des coûts d'ajustement au dessus de celle du taux de taxation, on s'assure que l'introduction de la taxe Tobin se fait à la marge et ne puisse remplacer à elle seule l'ensemble des coûts en vigueur actuellement sur le marché des biens de capital.

2.4.2 Processus des chocs effectifs et mécanismes d'anticipation

Soit les processus stochastiques des chocs effectifs suivants (pays 1 et 2 respectivement) :

⁷¹ Source INSEE, 2006.

$$\varepsilon_{1,t} = \varepsilon_{1,t-1}^\mu \cdot \tilde{\varepsilon}_{1,t}^{1-\mu} \cdot \hat{\varepsilon}_{1,t} \cdot \hat{\varepsilon}_{2,t}^\phi \quad (2.30)$$

$$\varepsilon_{2,t} = \varepsilon_{2,t-1}^\mu \cdot \tilde{\varepsilon}_{2,t}^{1-\mu} \cdot \hat{\varepsilon}_{2,t} \cdot \hat{\varepsilon}_{1,t}^\phi \quad (2.31)$$

Nous spécifions ces chocs effectifs (ε_i) comme des combinaisons de chocs aléatoires ($\hat{\varepsilon}_1$ et $\hat{\varepsilon}_2$) qui suivent une loi log normale de moyenne 1 et d'écart type σ . Les aléas $\tilde{\varepsilon}_1$ et $\tilde{\varepsilon}_2$ ont les moyennes respectives des chocs effectifs supposés égales à 1 et μ est un paramètre de persistance du choc dans le temps, qui est compris entre 0 et 1. On introduit également un paramètre ϕ de symétrie ou de diffusion internationale⁷².

Les agents anticipent ce choc selon la forme fonctionnelle suivante :

$$\varepsilon_{t+1}^e = \lambda_1 \cdot \varepsilon_t^\mu \cdot 1^{1-\mu} + \lambda_2 \cdot \varepsilon_{t+1}^e + (1 - \lambda_1 - \lambda_2) \cdot \varepsilon_t \quad (2.32)$$

Dans la partie déterministe de notre analyse, plusieurs formes d'anticipations ont été considérées : parfaites, rationnelles et myopes. Les paramètres λ_1 et λ_2 , compris entre 0 et 1, rendent compte de ces différentes formes d'anticipations :

- lorsque $\lambda_1 = 1$ et $\lambda_2 = 0$, les agents anticipent le choc effectif de façon rationnelle et en parfaite connaissance de la persistance du choc. Ils ont toute l'information disponible : les anticipations sont donc parfaites
- lorsque $\lambda_1 = 0$ et $\lambda_2 = 1$, les agents anticipent le choc de façon rationnelle mais sans connaissance de la persistance du choc. De ce fait, ils anticipent toujours le choc à sa valeur moyenne de longue période, à savoir 1
- lorsque $\lambda_1 = \lambda_2 = 0$, les agents anticipent le choc avec un retard d'une période. Les anticipations sont donc myopes.

⁷² La spécification utilisée est issue des travaux Beine et Docquier [1997, 1998].

2.4.3 Simulations et variantes

De manière à évaluer l'impact d'une taxe Tobin sur les demandes d'investissement, nous procédons à plusieurs vagues de simulations à partir des ensembles de définition des paramètres libres⁷³ suivants :

Tableau 2.2 Valeurs des paramètres dans les différentes variantes simulées

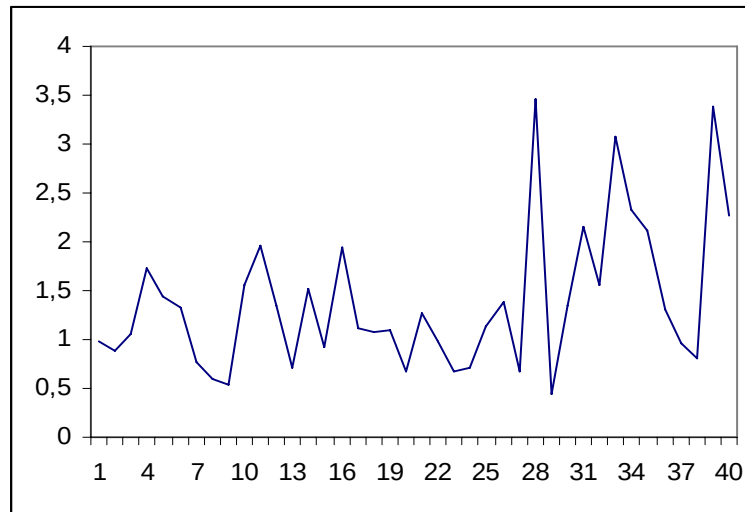
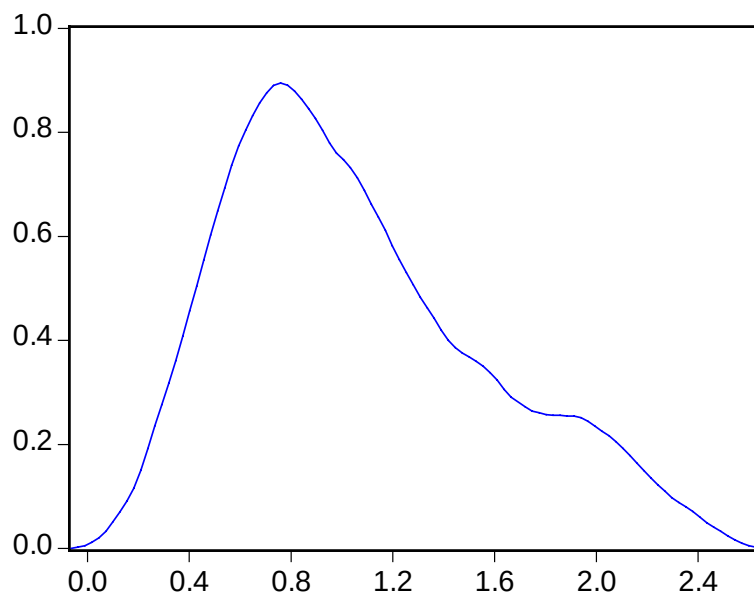
Paramètres	Valeurs possibles
Persistance du choc	$0 < \mu < 1$
Degré de symétrie	$-1 < \phi < 1$
Paramètre d'anticipation 1	$0 < \lambda_1 < 1$
Paramètre d'anticipation 2	$0 < \lambda_2 < 1$
Taux de taxe Tobin	$0 < \tau < 0,01$

2.4.4 Les différentes étapes de la simulation

Avant d'entrer dans le détail des différents résultats obtenus, récapitulons ici les différentes étapes de la simulation :

1) On génère tout d'abord un choc aléatoire de moyenne 1 et d'écart type 0,5 sur un échantillon de 100 observations et sur 50 périodes. Pour éviter des biais éventuels dans les résultats, nous retirons 5 périodes au début et à la fin de l'échantillon. Au final, nous disposons donc de 4000 valeurs aléatoires. A titre d'illustration, le graphique 2.6.a donne un aperçu brut du caractère aléatoire du choc et le graphique 2.6.b présente la fonction de densité (empirique) de l'une des 100 simulations effectuées de ce même choc. Nous vérifions ainsi le caractère log normal de la distribution.

⁷³ Par opposition aux paramètres calibrés dont la valeur est fixée à l'identique dans toutes les variantes.

Graphique 2.6.a : Aperçu d'une des 100 simulations du choc**Graphique 2.6.b : Fonction de densité de l'une des 100 simulations du choc**

2) A partir des valeurs de cet échantillon aléatoire, nous calculons un choc effectif qui est fonction des valeurs attribuées aux deux premiers paramètres du tableau 2.2, à partir du processus de choc établi par les équations (2.30) et (2.31).

3) En fonction des valeurs attribuées aux paramètres d'anticipations de l'équation (2.32), nous calculons les chocs anticipés par les investisseurs des deux pays.

4) Ces chocs anticipés sont intégrés dans la fonction de demande d'investissement d'équilibre ce qui permet de simuler les demandes d'investissement sans taxe Tobin.

- 5) Une taxe de type Tobin plus ou moins élevée est introduite.
- 6) Cette dernière est réinjectée dans les nouvelles demandes d'investissement optimales, c'est-à-dire celles effectuées en présence de la taxe.
- 7) En fonction des différents paramètres (diffusion internationale, persistance du choc), nous calculons l'utilité des deux agents représentatifs, c'est-à-dire ici leurs revenus pouvant être directement consommés. L'incertitude est appréhendée à travers la volatilité de ces mêmes revenus.
- 8) Afin d'évaluer l'effet de la taxe sur les comportements des agents, nous calculons l'ensemble des taux de variation moyens⁷⁴ pour chaque variante considérée, d'une part pour mesurer la variation du bien-être et d'autre part pour évaluer la variation de l'incertitude.

2.5 Résultats des simulations stochastiques et analyse des effets d'une taxe Tobin sur le bien-être des investisseurs

A présent, étudions les résultats obtenus par les différentes variantes simulées sur le niveau de revenus des agents puis sur leur stabilité (2.5.1 puis 2.5.2).

2.5.1 Analyse des effets d'une taxe de type Tobin sur les revenus des investisseurs

D'une façon générale, les effets de la taxation se renforcent à mesure que le taux de taxe s'accroît. Cette accentuation des effets est linéaire et proportionnelle dans deux cas sur trois : plus le taux de taxe augmente et plus l'effet de la taxation, en l'occurrence une diminution de la consommation, est important, et ce à un rythme constant. Ce phénomène est observable pour les agents à anticipations parfaites et rationnelles. Il faut pourtant noter une exception à ce constat : les agents myopes. L'effet de l'augmentation de la taxation est dans ce cas non linéaire.

⁷⁴ Les taux de variation sont réalisés à partir des moyennes et écart-types des 4000 valeurs stochastiques.

Le sens de l'effet engendré par la taxation des transactions de changes est en revanche sans équivoque : l'introduction d'une taxe de type Tobin **réduit les niveaux de consommation** de tous les investisseurs.

Néanmoins, les agents qui ont une visée de long terme dans leurs anticipations, les agents rationnels qui anticipent le choc à sa valeur de très long terme, sont les agents les moins touchés par la baisse de revenus engendrée par la taxation.

Cet effet est toutefois observable seulement à partir d'une durée de choc supérieure ou égale à 0,2 et devient de plus en plus net à mesure que la persistance du choc augmente. Il existe donc une corrélation positive entre la diminution de bien-être et la durée du choc. Intuitivement, plus le choc et plus les opportunités de rendement sont durables. L'introduction d'une taxe apparaît donc comme un coût d'opportunité croissant avec la durée du choc.

A très court terme, ce sont les agents qui anticipent parfaitement le choc qui voient leur consommation la moins diminuer. En effet, cette catégorie d'investisseurs est la plus réactive au choc. Les agents à anticipations parfaites peuvent agir rapidement à partir du moment où ils bénéficient de toute l'information disponible et ainsi rentabiliser rapidement leurs investissements malgré la charge supplémentaire que représente la taxation.

A mesure que le choc se prolonge dans le temps, l'avantage de la détention d'informations devient relativement moins utile. On peut penser que l'information sur le choc se diffuse progressivement aux autres agents. Petit à petit, les agents à anticipations de long terme deviennent les seuls investisseurs dont le rythme de réduction de leur consommation se tarit avec la taxation. Pour les autres, et particulièrement pour les agents myopes, plus le choc est pérenne et plus les pertes sont élevées.

Proposition 2.4 *La taxation des transactions de change réduit les niveaux de bien-être de tous les investisseurs. Cependant, les investisseurs qui anticipent le choc de change à sa valeur de très long terme sont, de loin, les moins pénalisés. Cette diminution s'atténue avec la persistance du choc, contrairement aux autres agents dont le coût d'opportunité augmente.*

Ce résultat corrobore les assertions de Tobin [1978, 1996] qui voyait en la taxation des transactions de change le moyen de guider les anticipations du taux de change vers leurs valeurs de long terme. Cela confirme aussi que si les spéculateurs peuvent être par ailleurs lourdement pénalisés par une taxe de faible niveau, on peut penser que les investisseurs productifs, dont les anticipations reposent sur les fondamentaux de long terme de l'économie, seront quant à eux relativement épargnés par une baisse de revenus. Ce résultat permet de relativiser les critiques émises vis-à-vis de la taxe Tobin en ce qu'elle serait un danger pour l'économie réelle (investissement réel, commerce international...) ⁷⁵.

La taxe Tobin pèse en revanche davantage sur les revenus de certaines catégories d'investisseurs productifs : en premier lieu, ceux qui ont une lecture erronée des fondamentaux de long terme comme le montre les niveaux importants de réduction des revenus des agents myopes. De surcroît, plus le choc persiste et plus cet effet pénalisant est fort. La politique de taxation exerce donc une forte incitation pour ces agents à réviser leurs croyances.

De façon moins attendue, le modèle montre que les agents à anticipations parfaites sont clairement sanctionnés par la taxation et ce, à mesure que le choc persiste ⁷⁶. La baisse de leurs revenus consommables reste néanmoins plus faible que celle des investisseurs myopes. En outre, les investisseurs à anticipations parfaites sont les moins pénalisés par la taxe à très court terme où l'avantage informationnel apparaît encore comme un rempart à la baisse des revenus. Par conséquent, sauf à très court terme, tant l'accès privilégié à l'information que l'hyper réactivité au choc apparaissent plutôt comme des accélérateurs de la baisse des revenus induite par la taxation.

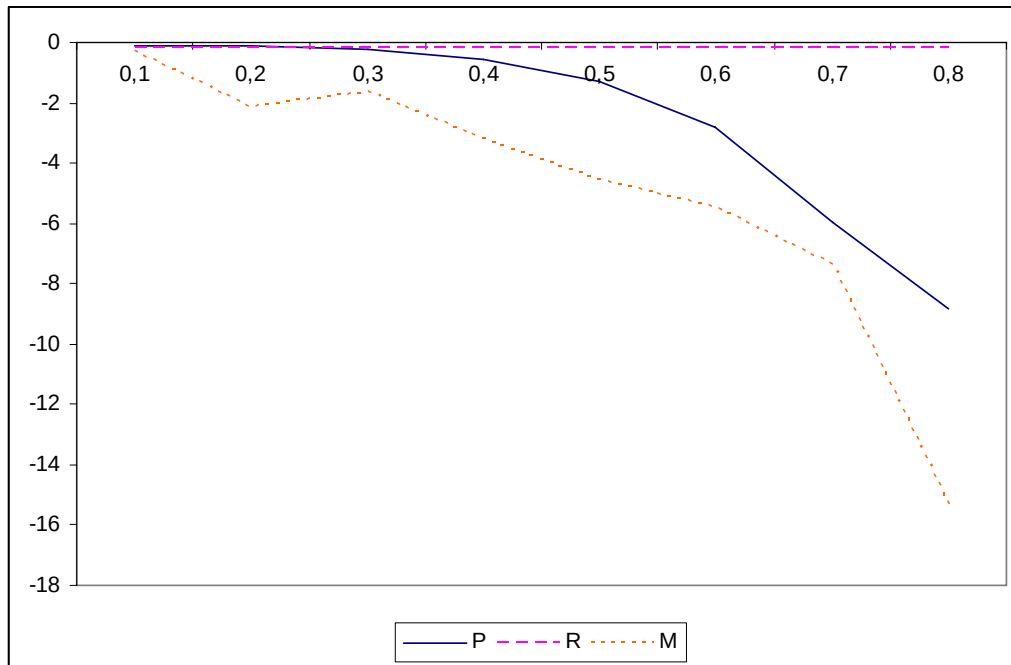
Les graphiques suivants (2.7.a et 2.7.b) synthétisent l'évolution des niveaux de consommation selon le type d'anticipations et la durée du choc. L'illustration est réalisée pour un taux de taxation de faible niveau (0,2%), et par là plutôt conforme à ce qu'il serait en réalité, et pour un taux de taxation plus élevé tel que le préconisait Tobin dans ses premiers écrits (1%).

⁷⁵Bien évidemment, nous n'avons pas supposé d'intermédiaires (financiers) entre le marché des changes et les investisseurs. Ces intermédiaires pourraient répercuter une partie de la taxation sur le prix des opérateurs réels en leur facturant un peu plus l'accès à la conversion de devises. Nous avons cependant raisonné avec des taux de taxation supérieurs à ce qu'ils seraient en réalité, afin de prendre en compte cette possibilité. Nous discutons cette hypothèse plus en détails dans le chapitre 5.

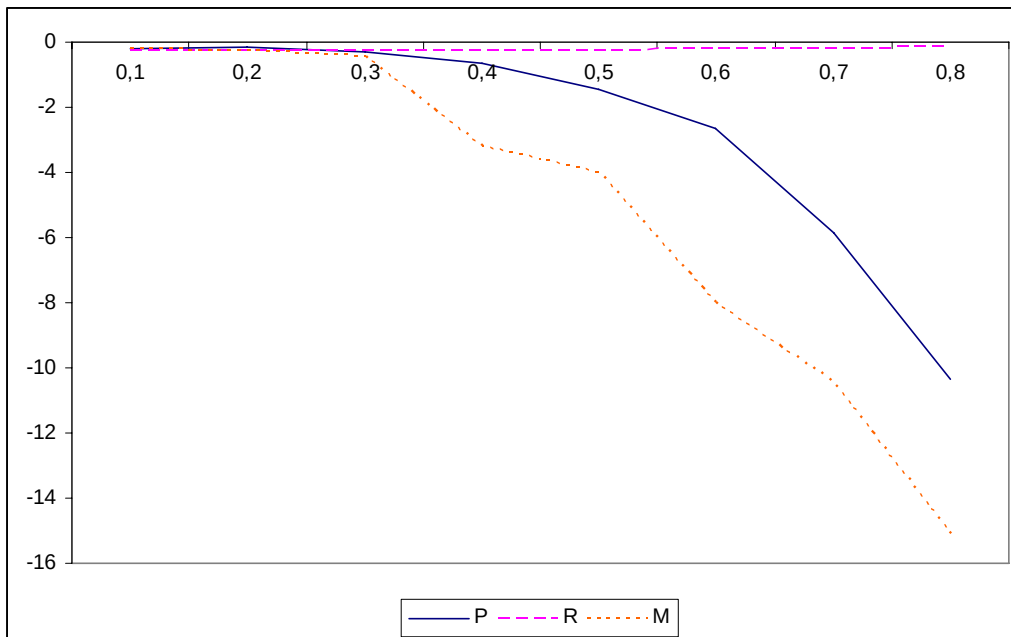
⁷⁶ Cela va dans le sens des travaux de Korkut [2006], pour qui la taxe va réduire le temps de réponse des agents aux changements de prix.

Graphiques 2.7.a et 2.7.b : Taxe Tobin et variation de la consommation selon le type d'anticipations et la persistance du choc

Taxe de 20 points de base



Taxe de 100 points de base



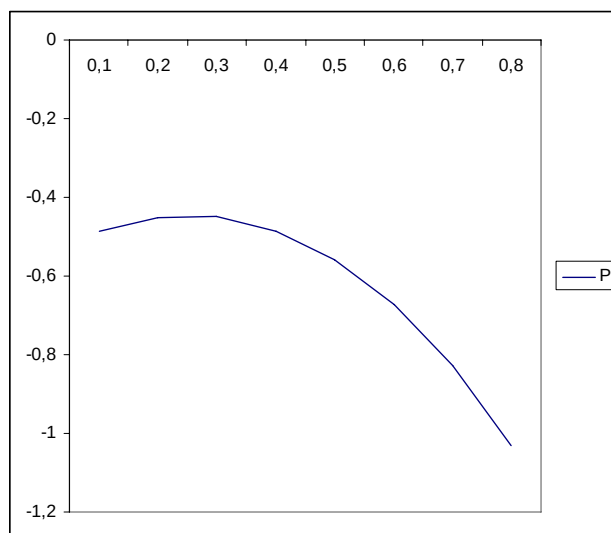
Lecture : Variation des niveaux de consommation (en % et en ordonnées) selon le niveau de persistance (abscisses) et selon le type d'anticipations : Parfaites (P), Rationnelles (R) et Myopes (M).

Les graphiques précédents montrent que plus le taux de la taxe est élevé, et plus la baisse des revenus survient brusquement. Ils mettent particulièrement en exergue les rythmes auxquels la consommation progresse selon le type d'anticipations : plus la persistance du choc est élevée, et plus les diminutions de la consommation des agents à anticipations parfaites et myopes sont prononcées. Pour les agents rationnels, la diminution est plutôt stable, voire même légèrement décroissante avec la persistance.

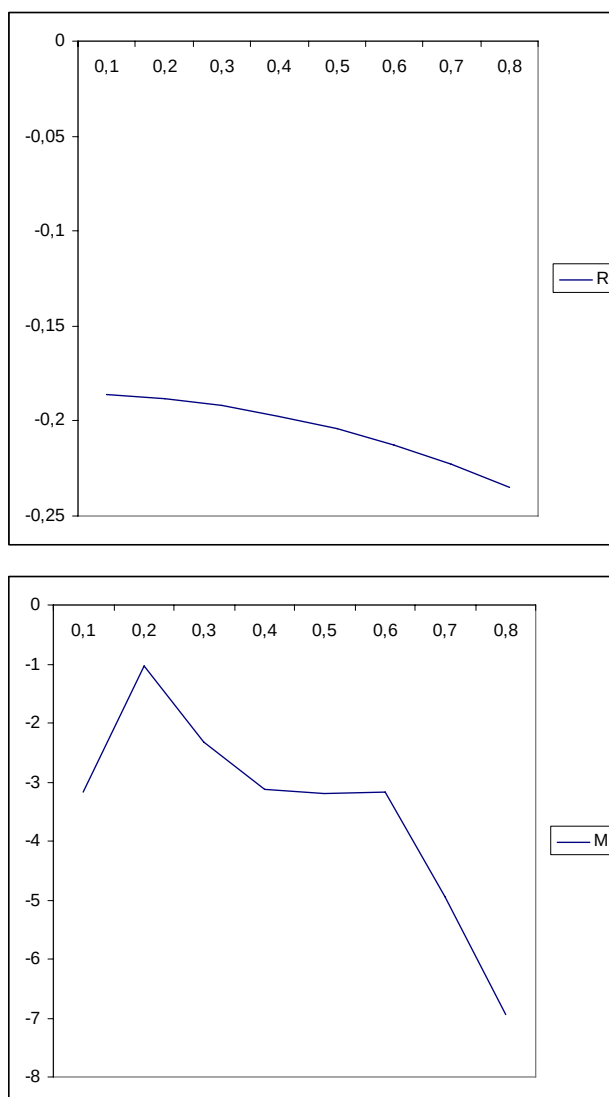
Pour achever notre analyse des résultats de la taxation des transactions de change sur le niveau de revenus, nous présentons quelques résultats corollaires selon le type de propagation du choc de change.

Plus le choc se diffuse entre les pays, et ce positivement, et plus les effets à la baisse de la taxation sur les niveaux de consommation se renforcent. Les graphiques 2.8 (a à c) mettent cet effet en exergue⁷⁷.

Graphique 2.8.a, b et c : Choc symétrique positif et revenus des investisseurs selon le type d'anticipations

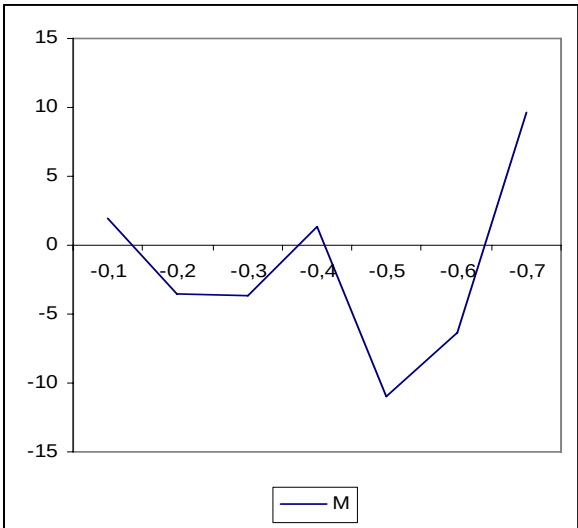
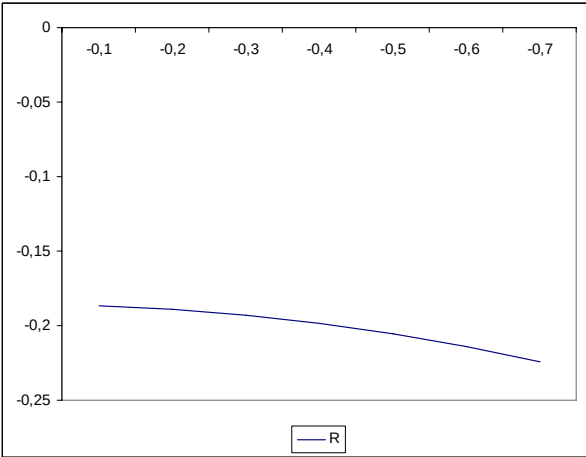
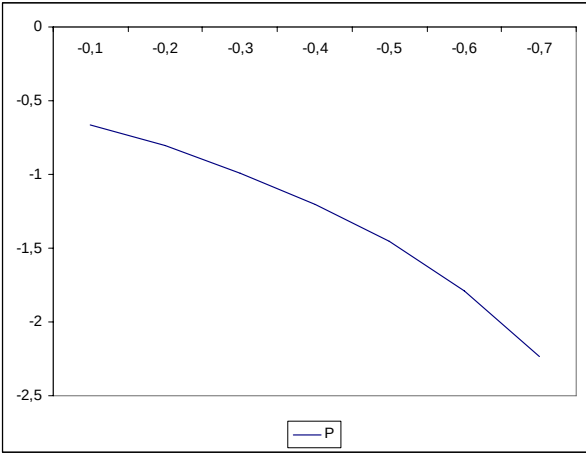


⁷⁷ Les graphiques sont construits pour une persistance moyenne égale à 0,4 et un taux de taxation de 0,2%.



Lorsque les chocs de productivité sont asymétriques (graphiques 2.9a à c), c'est-à-dire qu'ils sont négativement corrélés, on constate que les revenus diminuent avec le degré de diffusion. Cet effet est particulièrement remarquable pour les agents qui anticipent parfaitement le choc de change, et à un degré moindre, pour les agents aux anticipations de long terme. La diffusion négative des chocs réduit également les revenus des agents myopes mais la corrélation de cette diminution avec le degré de diffusion est assez erratique. Lorsque le degré de propagation est élevé, les revenus sont mêmes susceptibles d'augmenter avec la taxe (graphique 2.9 c).

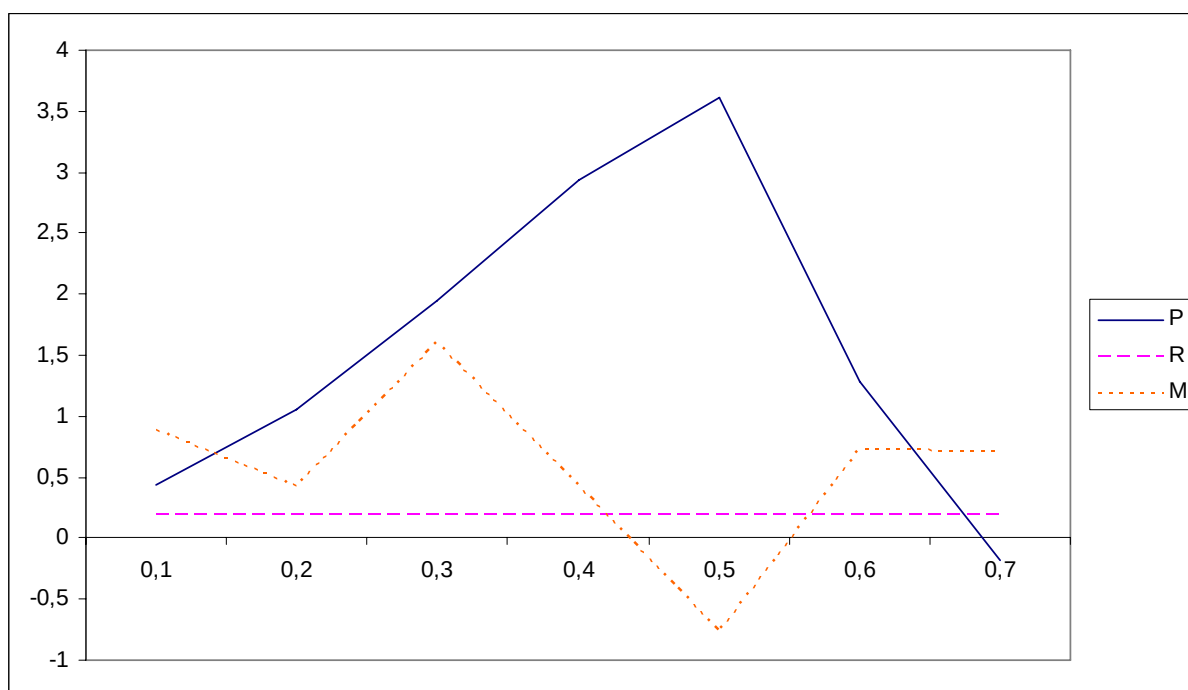
Graphique 2.9.a, b et c : Choc à diffusion négative et revenus des investisseurs selon le type d’anticipations



2.5.2 Incidence d'une taxe de type Tobin sur la volatilité des revenus consommables

La taxation des transactions de change accroît, en tendance générale, les niveaux de volatilité de tous les agents. Cependant, cette augmentation n'est pas uniforme comme le montre le graphique 2.10. Ce dernier met en exergue la variation de la volatilité selon le degré de persistance du choc, pour un taux de taxation de 0,2%.

Graphique 2.10 : Volatilité des revenus selon le type d'anticipations et l'intensité du choc de change



Lecture : Taux de variation de la variance des revenus (en % et en ordonnées) selon le niveau du taux de change (en abscisses) et selon le type d'anticipations.

La taxation accroît nettement la volatilité des revenus des agents à anticipations parfaites mais son rythme d'accroissement est concave. Jusqu'à un niveau de persistance de 0,5, la volatilité ne cesse de s'accroître pour les agents à anticipations parfaites. Passé ce seuil, le rythme d'accroissement est nettement à la baisse et la volatilité est même négative pour des niveaux de persistance du choc très élevés.

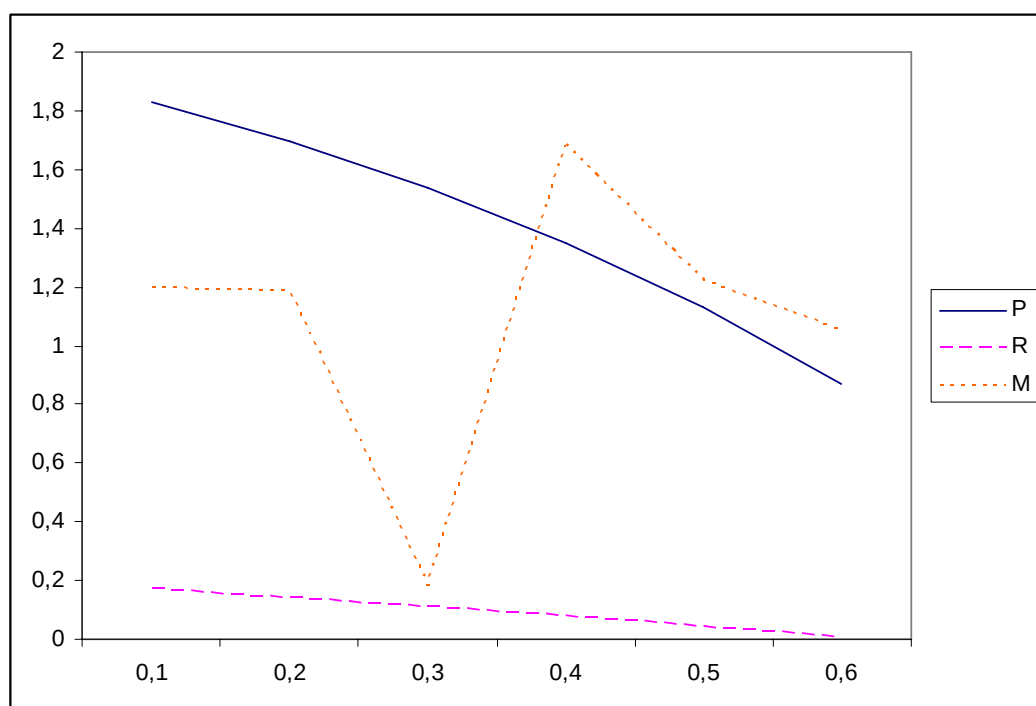
Le rythme d'accroissement de la volatilité des revenus des agents myopes est plus erratique et il est difficile d'apprécier l'effet de la persistance sur la stabilité des

revenus consommables. Il ressort toutefois, de façon significative, que le niveau de volatilité est presque toujours plus faible que celui des agents à anticipations parfaites. La taxation des transactions de change semble donc relativement peu déstabiliser les plans de consommation des agents qui ont un accès partiel à l'information.

Enfin, comme on pouvait s'y attendre, la volatilité augmente peu lorsque les agents anticipent le choc à sa valeur de long terme puisque ces derniers anticipent toujours le choc au même niveau.

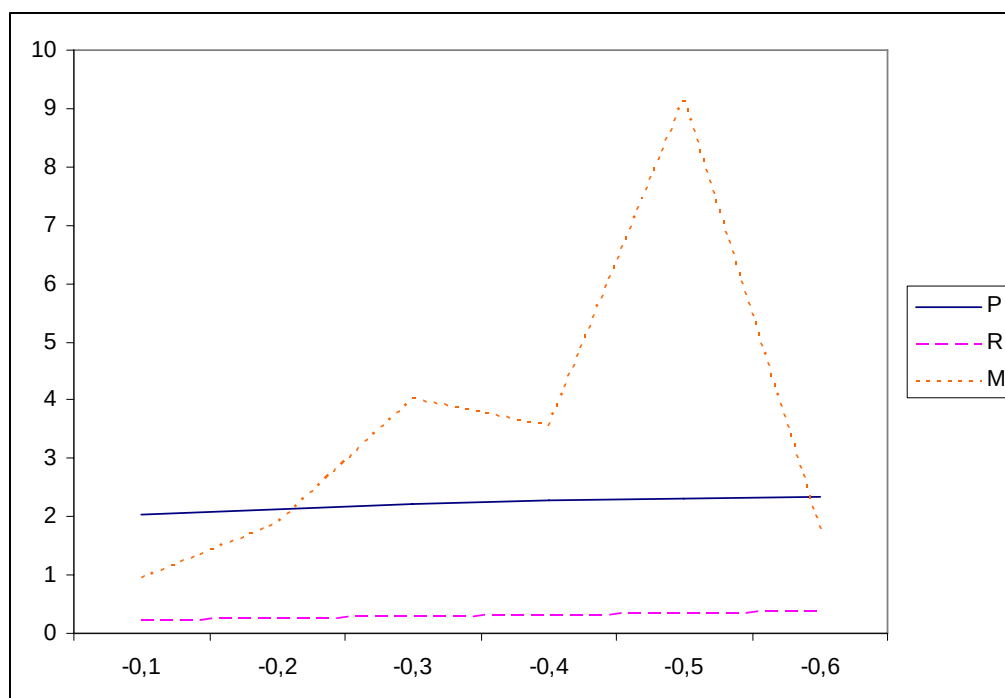
Proposition 2.5 *La taxation des transactions de change augmente la volatilité des revenus de tous les agents mais déstabilise relativement moins les plans de consommation des agents myopes que ceux des agents parfaits.*

Graphique 2.11 : Variation de la volatilité des revenus avec symétrie du choc de change



Lecture : Taux de variation de la variance des revenus (en % et en ordonnées) selon le niveau du taux de change (en abscisses) et selon le type d'anticipations.

Graphique 2.12 : Variation de la volatilité des revenus avec asymétrie du choc de change



Lecture : Taux de variation de la variance des revenus (en % et en ordonnées) selon le niveau du taux de change (en abscisses) et selon le type d'anticipations.

2.5.3 Incidence d'une taxe de type Tobin dans le cas de pays asymétriques

Jusqu'à présent, nous avons raisonné avec deux pays parfaitement symétriques. Le taux de change prévalant à la période de départ était de ce fait égal à un et les investissements dépendaient, sans restrictions, du choc de change anticipé. Dans ce qui suit, on évalue l'intérêt pour un pays de disposer d'une monnaie, ici d'une unité de compte formulée en biens d'investissement, plus ou moins forte, lorsque la taxation des transactions de change est introduite.

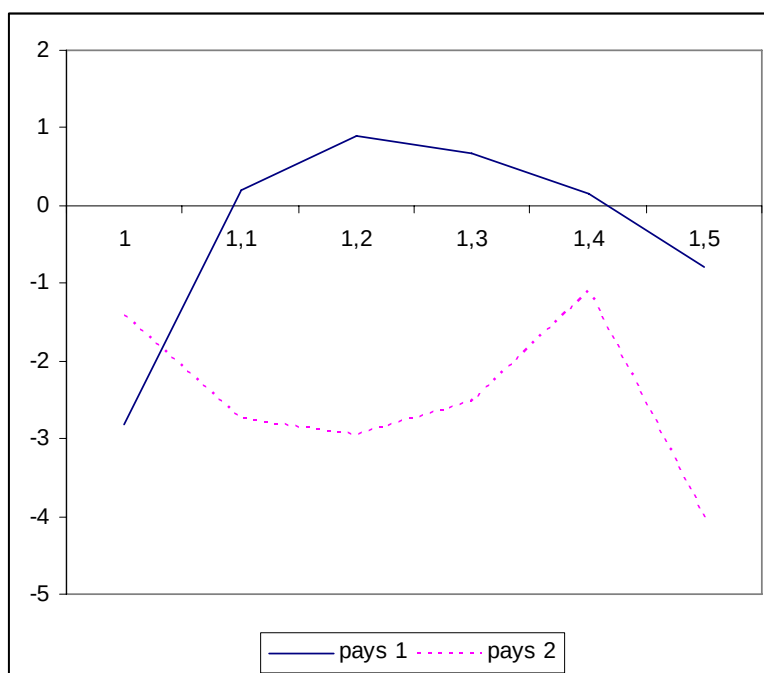
Pour étudier le cas d'un pays disposant d'une monnaie plus forte, on prend l'exemple du pays 1. Pour ce faire, on simule le modèle en choisissant des valeurs de w_1 supérieures à w_2 ⁷⁸. On considère en outre que ces valeurs s'appliquent en t et en $t+1$, ce

⁷⁸ On pourrait étudier la configuration analogue où on fixe w_2 inférieur à w_1 mais on tient compte des restrictions inhérentes à ces paramètres ($w_1, w_2 \geq 1$).

qui signifie que l'asymétrie dure au moins deux périodes et n'est pas seulement passagère.

Lorsque les agents anticipent parfaitement le choc, on constate que les revenus du pays 1 augmentent avec la taxation des transactions de change, contrairement à ceux du pays 2 dont la tendance est à la baisse. Le rythme de la variation de consommation induite par la taxation n'est cependant pas constant comme le met en exergue le graphique 2.13. Jusqu'à une valeur du taux de change de 1,2, la taxe accroît nettement l'asymétrie entre les pays : le pays ne cesse d'accroître ses revenus, alors que le pays 2 ne cesse de les réduire. Pour des niveaux de taux de change plus élevés, le déséquilibre tend à s'estomper et les variations de revenus convergent vers des niveaux de consommation négatifs.

Graphique 2.13 : Variation des revenus lorsque le pays 1 dispose d'une monnaie forte : anticipations parfaites et persistance moyenne



Lecture : Variation de la variance des revenus (en % et en ordonnées) selon le niveau du taux de change (en abscisses) et selon les pays.

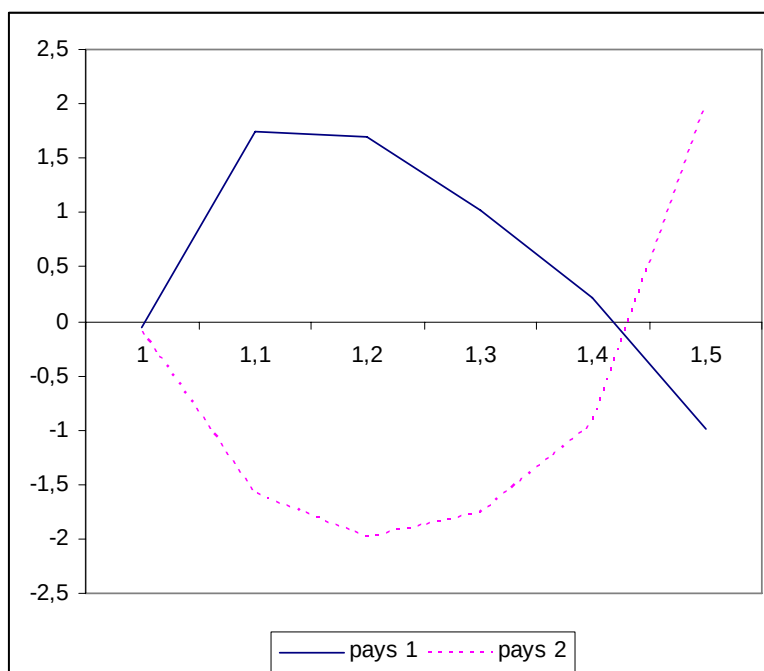
La taxe Tobin est donc susceptible d'accroître le bien-être des pays qui disposent d'une monnaie forte. On peut l'expliquer comme suit : les agents de ce type de pays,

sont incités par la taxe à réduire leurs investissements à l'étranger et à augmenter partiellement leurs investissements internes. Ils profitent donc davantage des forts rendements générés par leur production locale, mais perdent en revanche des opportunités de revenus à l'étranger. Lorsque l'asymétrie est faible à moyenne (taux de change jusqu'à 1,2), les gains induits par la taxation des transactions de change sont élevés. Leur importance se réduit en revanche à mesure que le taux de change est plus élevé.

Cela résulte analytiquement de la relation non linéaire (croissante, puis décroissante) entre les demandes d'investissements (avec taxation) et le taux de change (cf graphique 2.3). Intuitivement, les gains liés à l'augmentation des investissements internes compensent très largement les pertes liées aux réductions d'investissements à l'étranger lorsque le taux de change est inférieur ou égal à 1,2. Cette compensation diminue à mesure que le taux de change s'accroît et devient négative pour un taux de change supérieur ou égal à 1,5.

La précédente analyse prévaut pour des agents rationnels qui anticipent les valeurs de long terme du taux de change à une nuance près : les agents du pays 1, qui bénéficient de la taxation, gagnent encore davantage que dans le cas précédent, alors que les agents du pays 2 subissent des pertes relativement plus faibles (graphique 2.14). Le bien-être général est donc plus élevé lorsque tous les agents effectuent leurs anticipations sur des prévisions de long terme.

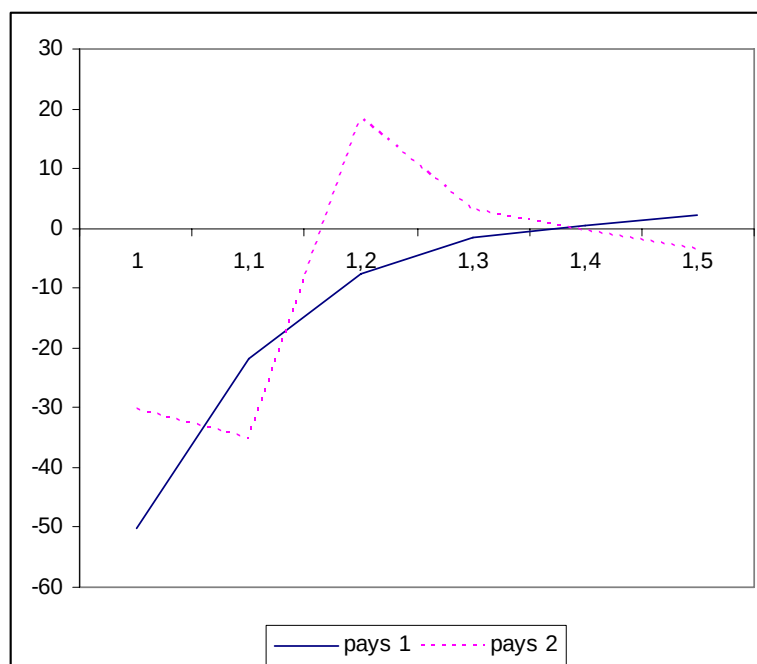
Graphique 2.14 : Variation des revenus lorsque le pays 1 dispose d'une monnaie forte : anticipations rationnelles et persistance moyenne



Lecture : Variation des revenus (en % et en ordonnées) selon le niveau du taux de change (en abscisses) et selon les pays.

Le graphique 2.15 ci après présente les résultats des simulations effectuées avec des agents myopes. Ceux-ci sont singuliers, puisque les agents du pays 1, comme les agents du pays 2 perçoivent des baisses de revenus après taxation des transactions de change. En outre, les tendances des courbes de variation de chaque pays, si l'on fait exception des quelques discontinuités, sont totalement inverses aux simulations précédentes.

Graphique 2.15 : Variation des revenus lorsque le pays 1 dispose d'une monnaie plus forte : anticipations myopes et persistance moyenne



Lecture : Variation des revenus (en % et en ordonnées) selon le niveau du taux de change (en abscisses) et selon les pays.

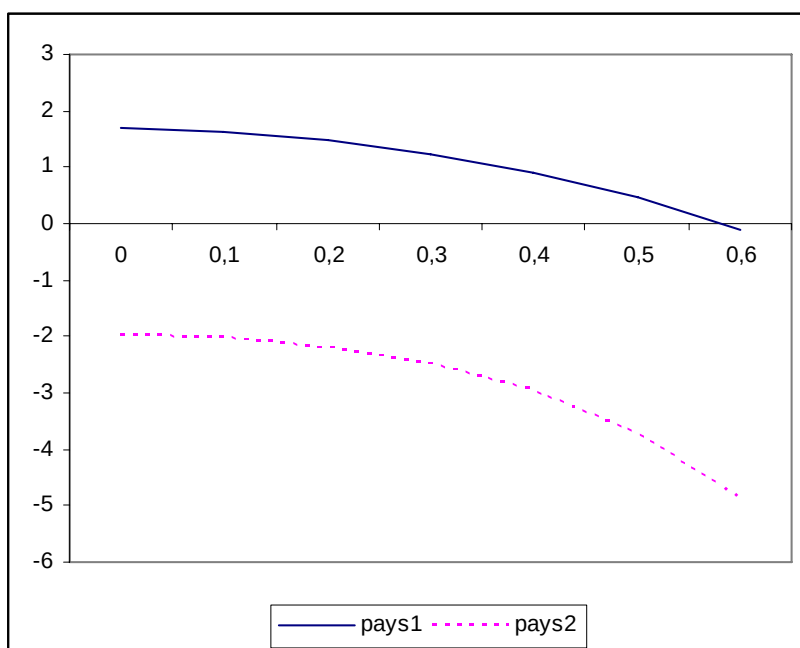
Pour finir, on présente les effets de la persistance du choc de change sur les variations de revenus liées à la taxation. L'analyse du graphique 2.16 est menée à partir d'un taux de change égal à 1,2, c'est-à-dire lorsque le degré d'asymétrie entre les pays atteint son maximum (on raisonne donc sur la partie croissante de la courbe du pays 1 et décroissante pour le pays 2 sur le graphique 2.13). Il s'avère que plus le choc est durable et plus les effets de la taxation des transactions de change sont négatifs pour les deux pays. La taxation des transactions de change, à mesure que le choc persiste, est synonyme d'une diminution du bien-être global.

Proposition 2.6 *La taxation des transactions de change accroît les inégalités de revenus entre les pays, lorsque le degré d'asymétrie est faible, mais les réduit à mesure que ce dernier s'élève. En effet, plus les pays sont asymétriques et plus leurs niveaux de revenus convergent vers zéro. La relation entre les revenus et la taxation des transactions de change n'est donc pas linéaire.*

De plus, notons qu'à l'instar de la proposition 2.4 en univers symétrique, la taxation des transactions de change est davantage profitable au bien-être global des deux pays lorsque les agents raisonnent à long terme et que le choc de change est provisoire.

Le graphique 2.16 met en exergue l'effet à la baisse de la persistance du choc de change sur les niveaux de bien-être des deux pays, lorsque le degré d'asymétrie est faible.

Graphique 2.16 : Effet de la persistance du choc de change sur les variations de revenus (cas du taux de change à 1,2)



Lecture : Variation des revenus (en % et en ordonnées) selon la persistance du choc de change (en abscisses) et selon les pays.

2.6 Analyse de sensibilité

Dans cette dernière section, nous développons une analyse de sensibilité pour contrôler la stabilité et la robustesse des résultats obtenus. Cette analyse permet en quelque sorte de valider le modèle en s'assurant que ce dernier n'est pas excessivement sensible au choix des valeurs des paramètres, ainsi qu'à leurs variations, en particulier lorsque ces derniers sont secondaires. Dans un premier temps, nous présentons les différentes procédures permettant de mener une analyse de sensibilité pour des modèles

simulés. Ces techniques étant peu connues, il nous faut en effet préciser leurs caractéristiques et leur évolution. Dans un second, nous appliquerons deux types d'analyse de sensibilité à notre modèle.

2.6.1 Méthodologie

D'une manière générale, les analyses de sensibilité consistent à étudier les effets de modifications (généralement de faible ampleur) des paramètres considérés isolément ou simultanément : les résultats peuvent s'en trouver modifiés aussi bien quantitativement que (et cela devient très grave) qualitativement. Les procédures de tests *via* l'analyse de sensibilité permettent de déterminer un degré de confiance des résultats délivrés par le modèle.

La littérature sur l'analyse de sensibilité distingue de façon détaillée cinq types de procédures (Abdelkhalek et Dufour [1998, 2002], Dawkins [2005]) mais elles ressortissent à deux grandes classes de procédures⁷⁹ :

i) l'analyse de sensibilité systématique et conditionnelle (Harrison [1986], Harrison, Jones, Kimbell et Wigle [1993]) étudie l'effet sur la solution finale de perturbations unilatérales (c'est-à-dire une par une, la clause *ceteris paribus* s'appliquant) de chacun des paramètres.

ii) l'analyse de sensibilité systématique et inconditionnelle (Wigle [1991], Harrison, Jones, Kimbell et Wigle [1993]) examine une grille de valeurs des paramètres en tenant compte de leurs interactions éventuelles. Cette dernière approche est donc plus rigoureuse, puisqu'elle prend en compte les effets croisés entre les différentes variables [Piet, 2002]. Elle est cependant plus délicate à mettre en œuvre et nécessite davantage de temps de calcul.

Plusieurs avancées ont été réalisées en matière d'analyse inconditionnelle : Harrison et Vinod [1992] ont développé une approche par échantillonnage de Monte Carlo reposant sur la spécification *a priori* d'une distribution pour chaque paramètre.

⁷⁹ L'analyse partielle [Whalley, 1986] qui consiste à faire varier de façon *ad hoc* uniquement un ou plusieurs paramètre (et non la totalité) peut être négligée alors que les méthodes de Pagan et Shannon [1985], Harrison et Vinod [1992] et Abdelkahalek et Dufour [1998] peuvent être rattachées aux analyses de sensibilité inconditionnelles.

Arndt [1996], De Vuyst et Preckel [1997] et Dawkins [2005] étendent la procédure précédente en utilisant la méthode de la Quadrature de Gauss, habituellement utilisée dans le calcul numérique d'intégrales. Cette dernière présente l'avantage d'être plus économe en calculs et surtout de se fonder sur des répliques proprement dites, et non approximées du modèle, contrairement à l'analyse de Harrison et Vinod qui sous-estime la variabilité des paramètres (De Vuyst et Preckel [1997]).

Abdelkhalek et Dufour [1998, 2002] ont proposé plus récemment, dans la lignée des travaux de Pagan et Shannon [1985], deux extensions : une statistique de type Wald et une construction d'intervalles de confiance par une technique de projection (reposant sur des fonctions pivotales). Les procédures d'Abdelkhalek et Dufour, techniquement complexes et plus adaptées aux gros MEGC, reposent sur des algorithmes qui ne peuvent s'appliquer [2002, p. 440] à des modèles de simulation stochastique tels que celui exposé et développé dans ce second chapitre. Au total, pour ce qui concerne notre modèle, nous procéderons à des analyses de sensibilité conditionnelle, plus traditionnelles, puis à des analyses non conditionnelles en recourant à la quadrature de Gauss.

2.6.2 Analyse de sensibilité conditionnelle

L'analyse de sensibilité conditionnelle est tout d'abord menée pour le modèle de référence. Il s'agit de vérifier si l'équilibre sans taxe, le *benchmark*, est sensible à des variations des paramètres pris séparément. Nous étudions les modifications des variables de sortie (en priorité le niveau de consommation) suite à des variations (à la hausse et à la baisse) de chaque paramètre.

Il ressort tout d'abord que les effets de modifications des paramètres du modèle de base, jusqu'à 20% de leur valeur centrale⁸⁰, sont qualitativement invariants. Cela assure la stabilité du sens des effets des paramètres du modèle de référence.

On étudie ensuite les variations des variables de sortie pour des modifications de 1 à 5% de la valeur centrale de chaque paramètre. On constate que lorsque le taux de change est égal à l'unité, les investissements internes demeurent bien identiques d'un pays à l'autre, quels que soient les niveaux de variation des paramètres. De même, les

⁸⁰ Par valeur centrale, il faut entendre la valeur donnée à chaque paramètre dans le calibrage.

investissements à l'étranger restent bien égaux à zéro suite à ces mêmes variations. Les fondements du modèle sont donc parfaitement stables.

D'un point de vue quantitatif, on mesure d'une part le niveau de consommation moyen et d'autre part, la variabilité du niveau de consommation, après modifications unilatérales des paramètres. Le tableau ci-après met en exergue ces résultats pour des modifications de 5% de chaque paramètre, la clause *ceteris paribus* s'appliquant.

Tableau 2.3 : Influence de modifications unilatérales des paramètres sur la consommation dans le modèle de base

Modifications de	-5%	+5%
γ	2392,62 (+5,2%)	2173,14 (-4,5%)
α	2049,10 (-9,9%)	2518,11 (+10,7%)
β	2284,06 (+0,4%)	2271,10 (+0,2%)
ρ	2249,51 (-1,1%)	2296,87 (+0,9%)
k	2279,7 (+0,2%)	2275,43(+0,0%)
w_1	2165,43 (-4,8%)	2360,54 (+3,7%)
w_2	2364,21 (+3,9%)	2171,66 (-4,5%)
Niveau de consommation moyen	2275,10	
Ecart type	115,54	
Ecart type/Moyenne (en %)	5,08%	

Il ressort que la valeur centrale de la principale variable de sortie du modèle de référence, à savoir 2277,6, est proche de la moyenne empirique obtenue (2275,10) après modification de plus ou moins 5% des valeurs centrales de chaque paramètre. Cette dernière est de surcroît comprise largement dans un intervalle constitué de la moyenne empirique plus ou moins son écart type.

Le tableau montre enfin, et surtout, que la variabilité de la consommation est assez proche de la variabilité des paramètres (5 et 5,08% respectivement en moyenne), ce qui montre que l'incertitude des paramètres est quasiment égale à l'incertitude affectant les résultats de sortie. Si on s'intéresse plus précisément à l'incertitude générée sur la consommation par chaque paramètre pris isolément, on remarque, à l'exception

du paramètre α dont l'effet est très singulier, que la variabilité de la consommation est toujours inférieure à la variabilité des paramètres eux-mêmes (troisième colonne du tableau). Le modèle ne semble donc pas, bien au contraire, si on fait fi du cas particulier de la constante α , générer d'instabilité à partir de celle portant sur les paramètres.

Les analyses affectées de façon analogue sur les niveaux d'investissement montrent que, à l'exception de la constante α ⁸¹, ce sont les paramètres de coût d'ajustement et d'actualisation qui sont les plus influents sur la variabilité de la consommation. En effet, les niveaux d'investissement peuvent varier jusqu'à 4% sous des variations de 5% des paramètres γ et ρ , contre seulement 0,5% en moyenne pour des modifications de β par exemple. De façon générale, l'incertitude entourant les quatre niveaux d'investissement est une nouvelle fois inférieure à celle entourant les valeurs des paramètres.

A présent, une analyse similaire est menée sur différentes variantes du modèle de base : introduction du choc de change d'une part et taxation des transactions de change⁸² d'autre part. Nous présentons les résultats de cette seconde variante. L'analyse de cette dernière est en effet particulièrement importante parce qu'elle doit permettre de vérifier que la stabilité du modèle avec taxation des transactions de change n'est pas significativement éloignée de celle du modèle de base.

Le tableau 2.4 présente les variations du niveau de consommation pour une taxe de type Tobin de 0,2%.

Tableau 2.4 : Influence de modifications unilatérales des paramètres sur la consommation avec taxation des transactions de change

Niveau de consommation moyen	2272,49
Ecart type	133,02
Ecart type/Moyenne (en %)	5,8%

⁸¹ Puisque notre analyse revient à comparer l'équilibre de référence avec les variantes de taxation, il n'est pas problématique que le modèle soit plus sensible à la constante de la fonction de production, puisque cette dernière étant identique dans les deux scénarii.

⁸² Par soucis d'alléger le corps du texte, ces nombreux résultats ne sont pas complètement repris ici, mais figurent en annexe.

Il ressort de ces résultats que la consommation moyenne du modèle avec taxation des transactions de change est légèrement plus variable vis-à-vis des paramètres que dans le modèle de référence (5,8% contre 5,28%). Cela provient d'une plus grande variabilité liée à chaque paramètre, et particulièrement à ρ et β (jusqu'à 8,9%). On peut néanmoins vérifier que le niveau de consommation moyen empirique est légèrement inférieur dans la variante avec taxation des transactions de change relativement au modèle de référence (2275,10 contre 2272,49), ce qui atteste de l'effet baissier de la taxation sur le niveau de consommation.

2.6.3 Analyse de sensibilité inconditionnelle

Par le biais de l'analyse de sensibilité inconditionnelle, nous souhaitons vérifier que la variabilité du modèle dans son ensemble n'est pas trop importante par rapport à une variabilité des paramètres pris *simultanément*. Comme nous l'avons déjà évoqué précédemment, ce deuxième type d'analyse est plus robuste que le premier, car les effets d'action/réaction des différents paramètres sur les variables de sortie sont à présent pris en compte. Pour ce faire, la méthode de la quadrature de Gauss est mise en oeuvre.

Tout en envoyant à Arndt [1996], De Vuyst et Preckel [1997] et Piet [2002], en voici l'essentiel.

Notre modèle peut se résumer par la fonction vectorielle $G(\mathbf{x}, \boldsymbol{\theta}) = 0$ avec $\mathbf{x}$ le vecteur de variables de sortie et $\boldsymbol{\theta}$ le vecteur des paramètres. Le vecteur de solutions du modèle, que l'on note $\mathbf{x}^*$ est donc une fonction de $\boldsymbol{\theta}$: $\mathbf{x}^* = \mathbf{x}^*(\boldsymbol{\theta})$. De fait, l'incertitude portant sur le vecteur de paramètres se reporte directement sur celui des solutions du modèle. L'analyse de sensibilité inconditionnelle consiste justement à estimer l'erreur portant sur le vecteur de solutions du modèle comparativement à l'erreur portant sur les paramètres tout en prenant en compte les effets d'interaction entre ces derniers. Cette analyse revient par conséquent à estimer les moments (on s'arrête généralement à l'espérance et à la variance) de la vecteur aléatoire $\mathbf{x}^*$ en fonction du vecteur aléatoire $\boldsymbol{\theta}$.

On montre que l'espérance des solutions du modèle s'écrit comme une fonction des valeurs potentielles du vecteur des paramètres :

$$E[\mathbf{x}^*(\boldsymbol{\theta})] = \int_{\Omega} \mathbf{x}^*(\boldsymbol{\theta}) g(\boldsymbol{\theta}) d\boldsymbol{\theta} \quad (2.33)$$

où $g(\boldsymbol{\theta})$ représente la fonction de densité du vecteur des paramètres $\boldsymbol{\theta}$ et Ω désigne la région d'intégration, en l'occurrence l'ensemble des valeurs que peuvent prendre les paramètres. Sans donner davantage de détails⁸³, la méthode de quadrature de Gauss permet de résoudre l'égalité précédente.

De même que Arndt [1996] et Piet [2002], on a recours, afin d'estimer la distribution des paramètres⁸⁴, à une méthode de quadrature d'ordre 3 à partir de la formule de Stroud [1957] (voir Arndt [1996]). Le recours à cette formule nécessite cependant l'hypothèse que les variables aléatoires, ici les paramètres (n), sont centrées réduites, symétriques et indépendantes. Les poids w_k sont donc égaux un à un et leur somme est égale à un, ce qui permet d'écrire : $w_k = 1/2n$.

Cette méthode revient à calculer $2n$ points équiprobables, soit dans notre cas, un maximum de 14 points pour chaque paramètre. Soit $\Gamma_k(\gamma_{k_1}, \gamma_{k_2}, \dots, \gamma_{k_n})$ le k ème point de quadrature ($k = 1, 2, \dots, 2n$) et $r = 1, 2, \dots, \lfloor n/2 \rfloor$, où $\lfloor n/2 \rfloor$ désigne le plus grand entier possible n'excédant pas $n/2$. Ces points sont obtenus à l'aide de la formule suivante :

$$\gamma_{k,2r-1} = \sqrt{2} \cos\left(\frac{(2r-1)k\pi}{n}\right), \quad \gamma_{k,2r} = \sqrt{2} \sin\left(\frac{(2r-1)k\pi}{n}\right),$$

où $\gamma_{j,n} = (-1)^j$, si n est impair.

Si μ et σ^2 sont respectivement la moyenne et la variance, communes, des n variables aléatoires, les k points de quadrature s'obtiennent finalement par :

$$\boldsymbol{\varphi}_k = \mu + \Gamma \sqrt{\sigma^2} \quad (2.34)$$

Dans notre modèle, on effectue tout d'abord le calcul de la quadrature pour l'ensemble des sept paramètres du modèle de base, c'est-à-dire pour l'équilibre de référence. On évalue ainsi quatorze points de quadrature : $k = 1, 2, \dots, 14$ avec $r = 1 \dots 3$.

⁸³ Voir Arndt [1996] par exemple pour une présentation détaillée.

⁸⁴ C'est d'ailleurs le propre de cette méthode que d'approcher les moments de la vraie distribution sans supposer la forme de cette dernière, comme le font *a contrario* les analyses de sensibilité inconditionnelles de type Harrison et Vinod [1992].

Enfin, on obtient les valeurs des sept paramètres pour chacun des quatorze points de la quadrature, soit une matrice de dimension (k, n) , dont les éléments sont donnés dans le tableau 2.5.

Tableau 2.5 : Valeur des sept paramètres par la méthode de la quadrature de Gauss

	alpha	gamma	rho	beta	w1	w2	k
1	53,1857549	0,515332859	0,97515039	0,01068927	0,95597553	1,05533395	380
2	52,2056269	0,527631883	0,89888047	0,01030767	0,98410859	0,93109816	420
3	50,7890829	0,534463529	0,91756752	0,00944807	1,06381245	1,03046261	380
4	49,216407	0,534476053	1,00217883	0,00944596	0,93643215	1,03096979	420
5	47,7987767	0,527666976	1,02125996	0,01030463	1,01534223	0,9309738	380
6	46,8166911	0,515383577	0,94516594	0,01069002	1,04446371	1,05498162	420
7	46,4644706	0,500056309	0,89211852	0,01000338	0,92929156	1,00056308	380
8	46,8118071	0,484717899	0,94453363	0,00931149	1,04358244	0,94431723	420
9	47,7899751	0,47240328	1,02097771	0,00968929	1,01643959	1,0687731	380
10	49,2054293	0,465549082	1,00268516	0,01054982	0,93594699	0,97004651	420
11	50,7781012	0,465511511	0,91807578	0,01055613	1,06331922	0,96852498	380
12	52,1968142	0,472298001	0,89860102	0,00969843	0,98520792	1,06914618	420
13	53,1808548	0,484565743	0,97451739	0,00930925	0,95509988	0,94537419	380
14	53,535516	0,499887383	1,02787915	0,00999324	1,07070171	0,99887387	420
Valeur centrale	50	0,5	0,96	0,01	1	1	400
Ecart-type (5%)	2,5	0,025	0,048	0,0005	0,05	0,05	20
Min	46,4644706	0,465511511	0,89211852	0,00930925	0,92929156	0,9309738	380
Max	53,535516	0,534476053	1,02787915	0,01069002	1,07070171	1,06914618	420

Exemple : La valeur * est obtenue par $50 + \sqrt{2} \cos\left(\frac{\pi}{7}\right) \cdot 2,5$

A partir des points de la quadrature ainsi calculés, on génère le vecteur des solutions du modèle de référence et on met en exergue ses deux premiers moments. On fait de même pour le modèle complet avec coûts d'ajustement et taxation des transactions de change.

Le premier moment est à comparer avec la solution obtenue (c'est-à-dire l'espérance obtenue à partir des valeurs centrales des paramètres) et le second avec la variabilité des paramètres, 5% dans le cas présent. Le tableau 2.6 répertorie l'ensemble des résultats.

Tableau 2.6 : Valeur de sorties obtenues avec la méthode de quadrature de Gauss dans la simulation de référence

	Référence
1	2232,91
2	2405,14
3	2244,07
4	1856,92
5	2116,28
6	1998,43
7	1990,73
8	2178,62
9	2102,82
10	2287,89
11	2433,53
12	2384,04
13	2407,48
14	2490,05
Moyenne théorique	2277,6
Moyenne empirique	2223,49357
Ecart-type	192,099203
Ratio Moyenne/ET	0,08639521

Il est maintenant possible de définir un intervalle de confiance. Pour ce faire, on utilise l'inégalité de Chebyshev : si X est une variable aléatoire de moyenne μ et de variance σ^2 , la probabilité que X soit loin de sa valeur moyenne est bornée. Pour $r > 0$, on a :

$$P[(Y - \mu) < r\sigma] \geq 1 - \frac{1}{r^2} \quad (2.35)$$

Au seuil de 95%, on peut affirmer que la vraie moyenne (2277,6) du niveau de consommation des investisseurs se situe entre :

$$P[1364,4 < \mu < 3082,6] \geq 0,95$$

On vérifie donc que la moyenne théorique, utilisée pour les simulations, appartient à l'intérieur de cet intervalle.

Il s'avère que lorsqu'on intègre les effets d'interaction des paramètres, l'incertitude pesant sur le modèle augmente (8,6% contre 5% pour l'analyse de sensibilité conditionnelle). La moyenne théorique, c'est-à-dire la valeur obtenue en

simulant le modèle pour les valeurs calibrées des paramètres, devient largement supérieure à la moyenne empirique obtenue avec la Quadrature de Gauss.

On pourrait donc conclure à une plus grande instabilité du modèle avec cette technique par rapport à l'analyse unidimensionnelle. Cependant, il faut garder à l'esprit que notre modèle contient peu de paramètres et que la méthode employée est plus fréquemment utilisée pour tester plusieurs dizaines d'élasticités dans de gros modèles désagrégés. On peut penser que la sensibilité est donc en premier lieu sur-évaluée au regard du faible nombre de paramètres. En second lieu, il est probable que le paramètre α , dont la contribution à la sensibilité était largement supérieure à celle de tous les autres paramètres selon l'analyse conditionnelle (tableau 2.3), est susceptible également de sur-évaluer l'écart-type obtenu avec la quadrature.

Conclusion

Avec ce deuxième chapitre, nous avons voulu mettre à l'épreuve les thèses contradictoires de Tobin et des opposants à la taxation des transactions de change, qui dénoncent un effet pervers de cette dernière sur l'investissement réel. Pour ce faire, nous avons essayé d'utiliser des outils en plein développement que sont la modélisation à agents hétérogènes et la simulation stochastique. Les outils de prévision statistiques ont été, quand ce fut le cas, peu utilisés pour évaluer les effets d'une taxe de type Tobin ou uniquement, dans le cadre de marchés financiers artificiels.

De nos analyses, il ressort que l'effet de la taxation des transactions de change sur le niveau de revenu consommable est baissier. L'analyse de sensibilité confirme que qualitativement, les effets de la taxation sont sans équivoque. Cela justifie donc les réserves émises à l'encontre de Tobin. Quantitativement, et bien qu'il faille interpréter les résultats au regard des propriétés du modèle, il s'avère néanmoins que cette diminution est de faible ampleur lorsque les agents effectuent des prévisions de long terme. Ce sont, de loin, les moins affectés par la baisse de revenus. En ce sens, le modèle réhabilite les assertions de Tobin [1995, 1996] pour qui la taxe devait renforcer les anticipations de long terme. Puisque seuls les agents anticipant à long terme ne sont pas affectés par la taxe, on peut penser que les anticipations des autres investisseurs

vont progressivement se modifier. Il pourrait, comme le pensait Tobin, ne plus rester que des agents dont les anticipations reposent sur les fondamentaux de long terme. La modélisation d'un processus dynamique analysant la révision des croyances des agents constituerait une extension éventuelle.

Notre modèle nous permet aussi d'éclairer la question de la diversification internationale des investissements. Certes, les investissements à l'étranger se réduisent, de façon tout à fait intuitive, après instauration de la taxe, mais cela profite à l'investissement interne qui augmente en conséquence. Ce mécanisme de compensation n'est néanmoins que partiel, l'augmentation domestique étant relativement plus faible que la diminution des investissements à l'étranger. Au final, il en résulte une réduction certaine du stock de capital mondial.

On montre enfin que l'effet de la taxation sur les niveaux d'investissement et de consommation n'est pas uniforme selon la position et le degré de symétrie des pays. La taxation accroît les revenus positifs du pays dont la monnaie est la plus forte mais fait de même avec les pertes du pays partenaire. Cependant, la taxe fait converger les niveaux de revenus lorsque le degré d'asymétrie s'élève. Enfin, l'effet baissier de la taxe sur les revenus s'accroît avec la persistance du choc, quel que soit les caractéristiques du pays.

En guise de prolongement de ce chapitre, il serait intéressant d'explorer une extension du modèle avec redistribution des recettes de la taxe. On pourrait en effet imaginer que les pays industrialisés perçoivent *ex post* une partie des revenus taxés par l'administration fiscale, comme cela a été proposé par certains théoriciens de la taxe Tobin. Cette proposition pourrait davantage inciter les pays industrialisés à mettre en œuvre une procédure de taxation des transactions de change⁸⁵. Dans ce cas, l'effet de la taxation sur les investissements (à l'instar du théorème d'équivalence ricardienne) pourrait-il être amoindri ?

De manière plus conventionnelle, il serait également possible d'étudier les effets de la redistribution des revenus en considérant un des deux pays comme sous-

⁸⁵ Se référer au dernier chapitre qui traite de la redistribution des recettes hypothétiques d'une taxe de type Tobin.

développé. Il serait alors possible de déterminer le seuil optimal pour lequel l'avantage de change dévolu au pays industrialisé serait susceptible de disparaître après taxation des transactions de change. Le traitement alternatif de cette analyse par le biais d'un modèle calculable d'équilibre général ou d'un modèle de concurrence fiscale nous paraît être une solution envisageable mais complexe⁸⁶.

L'analyse de la taxation des transactions de change sur l'investissement productif doit à présent être complétée par l'étude de ses répercussions sur le comportement des agents financiers et sur la structure du marché des changes. Il est nécessaire de mesurer les répercussions de la taxe sur la structure du marché des changes, car celles-ci peuvent affecter indirectement (notamment par le biais de ces effets sur la volatilité des taux de change) les acteurs de l'économie réelle. C'est l'objet du chapitre suivant

⁸⁶ Ces travaux ont en effet été envisagés (mais finalement non retenus) pour cette thèse.

CHAPITRE 3

Taxation des opérations de change et volatilité

« Je me permets de rapporter à ce propos les paroles d'un des plus hauts personnages de la République : Je connais bien mon pays. Il est capable de tout endurer avec calme à l'exception d'une crise financière » (Raymond PHILIPPE⁸⁷)

⁸⁷ In KINDELBERGER, « Histoire mondiale de la spéculation financière », 1994, p. 14.

Le débat sur la taxation des transactions de change est étroitement lié à la question de l'instabilité des marchés financiers. Comme nous l'avons montré dans le premier chapitre, c'est en effet la résurgence de crises financières importantes au cours des vingt dernières années, qui a insufflé un vent nouveau au projet de taxe à la Tobin, tant dans les sphères académiques qu'institutionnelles. Pour autant, la question des liens entre taxation des transactions de change et volatilité des taux de change demeure fortement discutée :

- i) les travaux susceptibles de justifier cette liaison sont peu nombreux et s'établissent dans un cadre partiel où la taxe est rarement explicitée ;
- ii) ces travaux lient l'instabilité des changes à l'existence d'une spéculation de court terme sur le *forex* ; or, celle-ci est fortement controversée ;
- iii) certains auteurs remettent en cause l'existence d'une volatilité des taux de change et/ou contestent l'effet attendu d'une taxe de type Tobin en matière de stabilisation des cours de change, particulièrement en cas d'attaque spéculative.

L'objectif du présent chapitre est de proposer une analyse renouvelée du lien entre taxation des opérations de change et volatilité en prenant comme point de départ, d'un côté, les modèles présentés dans le chapitre premier (Frankel [1996], Arestis et Sawyer [1997]) et de l'autre côté, en se plaçant au carrefour de deux catégories de travaux sur la détermination des cours de change : les modèles macro-monétaires et les modèles microstructurels.

L'opposition entre spéculateurs de court terme et fondamentalistes n'est pas satisfaisante. Au cours de cette analyse, on tentera de dépasser cette dichotomie en parlant plutôt d'agents stabilisateurs et déstabilisateurs (qui peuvent être ou non des spéculateurs de court terme). Cette approche nous permet de nous éloigner, tout du moins conceptuellement, de la controverse sur la spéculation déstabilisante, sans pour autant négliger l'existence de comportements spéculatifs et surtout de ceux générateurs de bruits dans les cours de change.

Qu'elle soit consécutive ou non à la spéculation, il est en tout cas difficile de nier l'existence d'une dynamique du change, tant à court qu'à long terme. Par conséquent, on présentera brièvement dans la première section (3.1) les principales théories explicatives des mouvements de change. On insistera particulièrement sur les insuffisances des modèles macroéconomiques et l'intérêt d'introduire de l'hétérogénéité dans le comportement des agents du marché des changes.

Dans la seconde section, on détaillera les fondements du modèle utilisé pour revisiter le lien entre taxation des opérations de change et volatilité (3.2). Celui-ci est construit sur le même mode que le modèle macro monétaire à fondements microstructurels proposé par Jeanne et Rose [2002]. Il permet de traiter la problématique de la volatilité des cours de change en imputant celle-ci à la fois aux variations des variables économiques fondamentales et à l'hétérogénéité des agents. Dans ce modèle, on endogénéise la structure du marché des changes. Le comportement des agents est lié à leur aversion au risque et à leurs anticipations de rendement, variables qui n'ont pas encore été intégrées dans la littérature sur la taxation des transactions de change (Mannaro, Marchesi et Setzu [2005]).

La troisième section (3.3) met en exergue les effets de la taxation des opérations de change sur la demande de devises des différents agents, ainsi que sur la structure du marché des changes. D'un point de vue méthodologique, cette section présentera les résultats intermédiaires nécessaires à l'analyse globale du lien taxation-volatilité des cours de change, qui sera traité dans la quatrième section (3.4). On discutera finalement, dans la dernière section, des interactions entre réduction du volume des changes et volatilité (3.5).

3.1 Les enjeux théoriques de la dynamique des cours de change

Nous avons vu dans ce même chapitre que le débat sur la taxation des transactions de change est étroitement lié à des discussions sur la spéculation et sur l'instabilité des marchés financiers. Pour proposer une analyse renouvelée du lien entre taxation des transactions de change et volatilité, il convient d'une part, de faire une synthèse des zones d'ombre entourant ces discussions et d'autre part, de tenter d'en éclaircir quelques unes.

3.1.1 La remise en cause du canal taxe-spéculation-volatilité

Dans le premier chapitre, nous avons exposé les controverses sur l'efficacité d'une taxe Tobin en matière de stabilisation des cours de change. Il en est ressorti que les modèles envisagés à cet effet sont peu nombreux, qu'ils datent du milieu des années 1990 et ont été largement discutés. Bien que leurs insuffisances méthodologiques soient bien réelles, il nous semble plutôt que les controverses reflètent des questions théoriques plus générales sur la dynamique des taux de change et la spéculation.

De la littérature sur la taxe Tobin, il ressort que le canal principal par lequel la taxe serait susceptible de réduire la volatilité des taux de change est principalement lié à l'existence de spéculateurs de court terme. C'est en réduisant le nombre de ces derniers que la taxe est capable de réduire la volatilité des taux de change. Aussi existe-t-il dans l'analyse une dimension temporelle que la taxe doit nécessairement prendre en compte. C'est en allongeant l'horizon de détention des actifs des spéculateurs de court terme que la taxe serait en mesure de réduire la volatilité. Or, c'est précisément ce point qui est fortement discuté par les opposants au projet de taxation des transactions de change.

Nous pensons, à l'instar de Jegourel [2000], que l'absence de consensus sur la capacité de la taxation des transactions de change à réduire la volatilité résulte de problèmes théoriques plus larges et la définition même de spéculation. Existe-t-il réellement des comportements spéculatifs sur le marché des changes qui mettent en danger le fonctionnement efficient de ce marché ? Le caractère court termiste du marché des changes est-il le reflet d'une prédominance de la spéculation ?

De manière simple, on peut considérer la spéculation comme l'activité cherchant à tirer bénéfice d'une variation du prix d'un actif, en l'occurrence de la modification du cours de change entre deux monnaies. La définition qu'en donne Kaldor [1939] est plus précise : « *achat ou vente de biens avec intention de revente ou de rachat à une date ultérieure, lorsque l'action est motivée par l'espoir d'une modification du prix en vigueur et non par l'avantage lié à l'usage du bien* ».

Bien que cette définition soit explicite, il existe néanmoins une opposition marquée selon que l'on se réclame du monétarisme ou du keynésianisme. Alors que pour Friedman [1953], la spéculation est stabilisante et ne peut être durablement profitable, elle génère au contraire des variations inattendues du taux de change pour les keynésiens. Même si l'on s'accorde aujourd'hui pour considérer la spéculation comme « *alternativement stabilisante et déstabilisante* » (Jegourel [2002]), il semble encore que l'opposition idéologique sur le caractère de la spéculation constitue un frein à l'analyse de l'efficacité d'une taxe de type Tobin.

Surtout, il semble que les théoriciens d'une telle taxe ne s'accordent pas sur l'interprétation des opérations de court terme. A l'origine de la controverse, il faut prendre conscience que le marché des changes est un marché aux proportions gigantesques (1880 milliards de dollars journaliers, BRI [2004]⁸⁸) où plus de 80% des transactions ont une maturité inférieure à une semaine (Lyons [2001])⁸⁹. Il est alors tentant d'assimiler la majorité des transactions de court terme à des opérations spéculatives. Pourtant, comme le rappellent les experts du Parlement Européen [2000], bien que seules 5% des opérations soient liées au commerce international, il est difficile de qualifier les 95% restantes de spéculatives et déstabilisantes.

Les analystes de la microstructure (Lyons [2001], Mende et Menkoff [2003] notamment) montrent qu'environ 70% des transactions de change sont liées au phénomène de « *patate chaude* »⁹⁰ et ne sont pas, par nature, spéculatives. Un tel phénomène recouvre un processus de partage du risque, c'est-à-dire de fragmentation du

⁸⁸ Pour plus de détails sur les caractéristiques quantitatives du marché des changes, voir le chapitre 4.

⁸⁹ Tobin [1996] citait peu ou prou les mêmes proportions dès 1996 et ajoutait que les visions de long terme des intervenants ne dépassaient pas dix minutes.

⁹⁰ L'expression a même constitué le titre d'un article de Bourguinat en 2000 : « La patate chaude de la taxe Tobin ».

risque lié à une transaction initiale en la démultipliant⁹¹. Par conséquent, en s'attaquant prioritairement aux opérations de court terme, une taxe pénaliserait des opérations de couverture et d'arbitrage dont l'existence conditionne le fonctionnement du marché des changes.

De ce point de vue, en prenant le risque d'entraver les opérations d'arbitrage et toutes les opérations de couverture et de gestion du risque plutôt que la spéculation, d'une façon générale, toutes les opérations de liquidité entre institutions financières, la taxation à la Tobin pourrait même avoir des effets graves sur l'efficacité du marché des changes et des effets pervers sur la volatilité (Davidson [1997], De Grauwe [2000], MINEFI [2000], Spahn [1995, 2002] Mende et Menkhoff [2003])⁹².

Pour Spahn [2002], à l'instar de Stotsky [1996], Grahl et Lysandrou [2003] et Mende et Menkhoff [2003]⁹³, les motivations des *traders* – ou opérateurs – sont mal comprises et le fonctionnement du marché des changes, tel qu'il est décrit par les partisans à une taxe Tobin, serait caricatural. Celui-ci propose même d'éclaircir la notion de spéculation⁹⁴ qu'il juge « *floue et utilisée de façon abusive à des fins idéologiques* ». Mende et Menkhoff [2003] insistent quant à eux sur l'hypothèse de comportements spéculatifs des banques. Il est admis que ces dernières sont impliquées dans deux transactions de changes sur trois et que leur implication se fait la plupart du temps à court terme. Pourtant, il semble selon leur enquête que les positions ouvertes prises quotidiennement par les banques (les flux d'ordre) aient un fort pouvoir explicatif du taux de change, ce qui invalide l'hypothèse de comportement spéculatif des agents du marché des changes, tout du moins en ce qui concerne les banques. Nuançons néanmoins cette prise de position en rappelant que la spéculation peut être générée par d'autres institutions financières, fonds d'investissement et de gestion d'actifs, dont les parts de marché ne cessent de croître à chaque nouvelle enquête triennale (Lyons [2001], Fan et Lyons [2002], Evans et Lyons [2002]) et par le fait que l'échantillon retenu par les auteurs est très restreint. Par ailleurs, l'hypothèse de comportements

⁹¹ La nature *multidealer* du marché des changes (voir De Grauwe [2000] par exemple) serait à l'origine de ce processus.

⁹² Cette note n'est pas exhaustive tant cet argument a été repris dans la littérature. Nous traiterons ce point plus précisément dans la dernière section de ce chapitre (3.5).

⁹³ Ces derniers notent par exemple : « *le marché n'est pas composé de deux groupes : les méchantes banques qui spéculent et les gentilles firmes engagées dans l'échange international* » [2003, p.5].

⁹⁴ Il en propose une très longue définition [2002, p.66].

spéculatifs des banques est néanmoins défendue par certains auteurs (voir Miotti et Plihon [2001] par exemple).

Certains vont encore plus loin en tentant – si besoin était ? – de légitimer les comportements spéculatifs : pour Miller [1991] et Dooley [1996], la spéculation de court terme est susceptible d’être aussi bénéfique que les investissements réels, puisqu’il n’y a aucune preuve pour que les spéculateurs stoppent leurs engagements même si leurs horizons de prévision sont courts. Le même type d’argument est défendu par Haberer [2003], pour qui les investissements directs ne sont pas obligatoirement synonymes de plans à long terme et de positions longues, comme en témoignent certains prêts à des banques en crise.

A l’opposé des arguments précédents, certains auteurs défendent l’idée d’une forte présence de comportements spéculatifs, notamment à court terme, sur le marché des changes. Taylor et Allen [1992] et Vigfusson [1996] montrent que l’analyse technique, ou chartiste, est dominante dans les horizons de prévision courts (90% de stratégies chartistes à court terme selon les premiers), alors que l’analyse basée sur les fondamentaux n’est prépondérante qu’à long terme⁹⁵. Frankel [1996] montre que les anticipations relatives aux opérations inférieures à trois mois sont extrapolatives (elles prolongent le *trend*), la tendance étant totalement opposée en ce qui concerne les transactions de trois à douze mois. Plus récemment, Cheung et Chinn [1999, 2001] ont constaté, sur base de sondages sur le comportement des opérateurs du *Forex*, que les agents se réfèrent à des forces non liées aux fondamentaux, lorsqu’il s’agit de déterminer la dynamique du change à court terme : chartisme, spéculation excessive, surréaction aux signaux et effets « *bandwagons* »⁹⁶. De surcroît, la spéculation est perçue comme efficiente car utile à la liquidité du marché, bien qu’elle exacerbe la volatilité. Les opérateurs reconnaissent accorder peu d’importance aux fondamentaux, sauf à très long terme (en particulier à la parité de pouvoir d’achat).

⁹⁵ Murray et *al.* [1996] ont une vision plus partagée. A l’aide d’un modèle de changement de régime markowien, ils montrent que les fondamentalistes semblent peu dominer dans les périodes de marché dites normales. Cependant, lorsque la volatilité des taux de change dépasse un certain seuil, ces derniers sont relativement plus présents afin de corriger leurs collègues chartistes.

⁹⁶ Littéralement « prendre le train en marche ».

3.1.2 Expliquer la dynamique de change

Comme on vient de le voir, il est difficile de déterminer la présence réelle de comportements spéculatifs sur le marché des changes. De ce fait, il peut s'avérer alors utile de porter l'analyse à un niveau macroéconomique. En effet, si la volatilité du taux de change est « *au spéculateur ce que l'eau est au poisson : son élément naturel* » [Bismans, 2000, p.22], l'observation de l'ampleur des fluctuations du taux de change peut s'avérer très informative. De surcroît, si on peut montrer que la dynamique du change est erratique, cela peut être le signe de comportements sinon spéculatifs, du moins source de volatilité.

Murray et *al.* [1996], De Grauwe [2000] et Spahn [2002] arguent que l'existence de la volatilité des taux de change n'est pas démontrée. Ils étayent leur analyse en comparant les fluctuations des cours de changes pour chaque décennie depuis 1970. Alors que tout le monde s'accorde à dire que le processus de libéralisation financière s'est fortement accéléré depuis trente ans – et a conduit à une nette augmentation du volume de transactions de change, il ne semble pas, pour ces auteurs, que la volatilité se soit renforcée, tout du moins depuis 1980. Il n'y aurait donc aucune corrélation entre la dynamique de change et l'accroissement du volume de transactions de change.

La vision apportée par les économistes de l'OCDE [2002] s'avère cependant plus nuancée. Si le marché des changes semble moins volatil que celui des actions, il est cependant plus fluctuant que le marché obligataire. De plus, les mouvements de change semblent totalement déconnectés de ceux des paramètres économiques fondamentaux. Cela préfigurerait la présence de bruits dans la détermination des cours de change, bruits qui peuvent tout aussi bien correspondre à des afflux d'informations nouvelles (*news*) qu'à des comportements spéculatifs. Ce constat semble aller à l'encontre de la thèse de Friedman [1953] pour qui « *l'instabilité d'un taux de change est un symptôme de l'instabilité de la structure économique sous-jacente* ». Dans cette optique, toute fluctuation du change, de quelque ampleur qu'elle soit, ne peut être que temporaire et causée par un ajustement d'une ou plusieurs variables macroéconomiques.

A l'instar de ceux de l'OCDE [2002], de nombreux travaux ont mis en évidence la faiblesse de la relation entre paramètres économiques fondamentaux et volatilité du taux de change, ce qu'Obstfeld et Rogoff [2000] ont nommé « *l'énigme de la*

déconnexion du taux de change ». Celle-ci a été analysée à partir de modèles de détermination des changes, élaborés à partir des années 1970 (voir Frenkel [1976], Mussa [1976] et Dornbush [1976] pour les modèles monétaires). Ces derniers reposent explicitement sur les données fondamentales de l'économie, dans la lignée des thèses de Friedman. Pourtant, à la lumière de nombreux travaux théoriques et empiriques (Meese et Rogoff [1983], Frankel et Rose [1995], Obstfeld [1995], Jeanne et Masson, [1998], Flood et Rose [1999], Bartoloni et Giorgianni [2000], Cheung et *al.* [2002]), leur capacité explicative, et encore moins prédictive, s'avère très insuffisante. Les travaux pionniers de Meese et Rogoff [1983]⁹⁷, par exemple ont montré que les modèles monétaires (à prix flexibles et à prix rigides) et les modèles de portefeuille⁹⁸ ne « battaient » pas une simple marche aléatoire sur le court et le moyen terme⁹⁹. Malgré l'émergence de nouvelles méthodes d'estimation, mais également de nouvelles approches (modèles dynamiques d'équilibre général calculable, dits DGE, et modèles macroéconomiques à fondements microéconomiques¹⁰⁰), le lien entre la dynamique du change de court terme et les fondamentaux demeure fragile.

Les défaillances de ces modèles structurels nous incitent à poser la question suivante : si la volatilité ne peut être expliquée par les fondamentaux, est-ce la preuve qu'il existe une volatilité excessive¹⁰¹ liée à la présence des comportements spéculatifs (ou déstabilisants) ou bien cela traduit-il des carences plus techniques de spécification, et donc amenées à disparaître ? Autrement dit, les opérateurs du marché des changes doivent-ils être réputés coupables jusqu'à ce qu'on prouve leur innocence, cette dernière n'étant alors qu'une question de temps ?

⁹⁷ Leur travail consiste à comparer l'erreur moyenne des *outputs* de résultats obtenus pour les trois modèles à ceux d'une marche aléatoire simple, avec et sans tendance. Pour des précisions plus techniques sur ces notions, voir le chapitre 3.

⁹⁸ Voir Branson et Handerson [1985] par exemple. Cette seconde génération de modèles de détermination de change ne prend plus en compte les actifs nationaux et étrangers comme des substituts parfaits et incorpore une prime de risque [Bailliu et King, 2005].

⁹⁹ D'autres études, plus récentes semblent apporter des conclusions divergentes. Alors que certains auteurs démontrent la supériorité des modèles structurels pour des horizons relativement lointains, ces conclusions sont contestées par Killian [1999].

¹⁰⁰ Les modèles DGE sont des modèles d'équilibre général dynamique qui ne constituent « *qu'une simple extension des modèles monétaires à prix flexibles* ». Les seconds s'inscrivent dans la lignée des travaux de la nouvelle macroéconomie ouverte dans la lignée d'Obstfeld et Rogoff [1995] dont les fondements microéconomiques sont entièrement spécifiés [Bailliu et King, 2005].

¹⁰¹ Voir Hodrick [1990] par exemple.

La vérité se situe probablement à la frontière de ces deux conjectures. Les problèmes liés à la prise en compte des seuls fondamentaux sont maintenant avérés : les hypothèses fondatrices des modèles correspondants (Parité de Pouvoir d'Achat¹⁰², Parité de taux d'Intérêt) sont fortement remises en cause pour des horizons courts comme l'ont montré Roll [1979], Frenkel [1982], Giovanetti [1992], Froot et Rogoff [1995], Neely et Sarno [2002]. Mais il existe aussi, probablement, des raisons techniques (instabilité inhérente aux spécifications économétriques, introduction de non linéarité¹⁰³ ou variables omises¹⁰⁴), qui biaisent la lecture du rôle des variables macroéconomiques dans les variations du taux de change à court terme.

Plusieurs travaux abandonnent toute analyse macroéconomique et insistent sur la nécessaire introduction d'asymétries d'information, des coûts de transaction, d'agents hétérogènes ou de processus de négociation pour rendre compte de la dynamique de court terme des taux de change : ce sont les modèles microstructurels (O'Hara [1995], Lyons [2001], Vitale [2004]). Certains d'entre eux mettent l'accent sur le pouvoir explicatif des flux d'ordre passés par les opérateurs du marché des changes (Fan et Lyons [2003], Carpenter et Wang [2003] et Evans et Lyons [2004, 2005]¹⁰⁵). L'information concernant les fondamentaux pourrait ainsi être dispersée entre ces différents flux. D'autres travaux insistent davantage sur la prise en compte de l'hétérogénéité des acteurs du marché et montrent que les transactions des chartistes expliqueraient en partie la déconnexion entre variations des taux de change et fondamentaux. Bien que certains relativisent aujourd'hui la portée des modèles à agents hétérogènes du type chartistes/fondamentalistes¹⁰⁶, il est admis que l'hétérogénéité des opérateurs doit être prise en compte pour expliquer la dynamique de court terme des taux de change (Osler [2003, 2005], Carlson et Osler [2005], Bailliu et King [2005]).

¹⁰² L'hypothèse de PPA implique, qu'à long terme, les taux de change s'ajustent aux différentiels d'inflation afin de maintenir les avantages concurrentiels entre pays.

¹⁰³ Voir Taylor et Pell [2000] sur les non linéarités et Sarno et Taylor [2002] pour certains problèmes de spécification (volatilité des anticipations, ignorance des bulles rationnelles).

¹⁰⁴ La spécification d'un troisième pays a par exemple montré des résultats très satisfaisants. L'absence de *news* en provenance d'un troisième pays serait responsable de la faiblesse prédictive du modèle monétaire standard (Jackson, Thompson et Zheng [2005]).

¹⁰⁵ Ces modèles font mieux qu'une marche aléatoire pour des horizons de quelques jours à un mois. Néanmoins, l'origine des variations des flux d'ordre reste controversée.

¹⁰⁶ On est à peu près sûr que les agents usent à la fois de stratégies basées sur les fondamentaux et techniques.

A l'aune de tous ces travaux, il nous semble que l'unification des modèles monétaires standards et des modèles microstructurels constitue la voie à suivre pour décrire la dynamique des taux de change. Alors que les premiers sont mieux appropriés pour les prévisions à moyen et long terme, les seconds ont fait leur preuve dans l'explication de la dynamique de très court terme. Le pont entre ces deux visions de la dynamique de change est un chantier en pleine construction, comme en témoignent les recherches les plus récentes (Evans et Lyons [2005], Carlson et Osler [2005]).

C'est au carrefour de ces différentes analyses que nous allons à présent nous engager.

3.2 Fondements du modèle

Cette section précise les pistes méthodologiques que nous avons retenues afin de modéliser l'impact d'une taxe de type Tobin sur la volatilité du taux de change. Brièvement, la structure du marché des changes est endogénéisée au sein d'un modèle macro-monnaire, afin d'améliorer les capacités explicatives du modèle macroéconomique, tant à court terme qu'à long terme.

Nous établirons en premier lieu les fondements macroéconomiques du modèle (3.2.1), puis nous spécifierons ensuite le versant microstructurel de ce dernier (3.2.2). On insistera en troisième lieu sur les modalités de spécification du marché des changes, ce dernier étant la pierre angulaire du modèle (3.2.3). Cela nous conduira, en quatrième lieu, à expliciter le comportement général du *trader* (3.2.4).

3.2.1 Fondements macroéconomiques

On spécifie en premier lieu l'équilibre du marché monétaire (voir Mussa [1976] ou Frankel [1976]). Ce dernier est atteint, lorsque l'offre de monnaie réelle est égale à la demande. Celle-ci est élastique au taux d'intérêt du fait de la présence du paramètre α (cette élasticité est positive et supposée identique entre les deux pays considérés). Par conséquent, les marchés monétaires du pays domestique et du pays étranger (ce dernier désigné par l'astérisque) sont en équilibre si le logarithme naturel du stock de monnaie

(m), déflaté par le logarithme des prix (p), est égal au logarithme naturel du taux d'intérêt (i) :

$$m_t - p_t = -\alpha i_t \quad (3.1)$$

$$m_t^* - p_t^* = -\alpha i_t^* \quad (3.2).$$

La demande de monnaie dépend donc négativement du taux d'intérêt et positivement du niveau des prix.

En second lieu, les prix étant supposés parfaitement flexibles, il est possible de déterminer la parité de pouvoir d'achat. Celle-ci est satisfaite en moyenne seulement, ce qui explique la présence du paramètre ε . De ce fait, le processus de taux de change, e_t désignant le logarithme de ce dernier, est défini par le ratio des prix :

$$e_t = p_t - p_t^* + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

Précisons ici qu'une augmentation du taux de change correspond à une appréciation de la devise étrangère. Donc e_t le nombre d'unités monétaires du pays de l'agent par unité monétaire du reste du monde.

En troisième lieu, on peut réécrire le taux de change en combinant les expressions (3.1), (3.2) et (3.3) :

$$e_t = (m_t - m_t^*) + \alpha(i_t - i_t^*) + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

Il reste à préciser deux hypothèses importantes pour la suite de l'analyse : afin de se focaliser sur le pays domestique et de simplifier la résolution analytique du modèle, on suppose que le taux d'intérêt étranger est temporellement constant : $i_{t+1}^* = i_t^*, \forall t$. De plus, l'offre de monnaie m suit -un processus aléatoire, indépendamment et identiquement distribué selon une loi normale centrée sur $\bar{m}$.

3.2.2 Fondements microstructurels

Les résultats de la recherche en économie financière récente suggèrent d'incorporer dans les modèles macroéconomiques traditionnels des mécanismes microstructurels (Klocker et Wagner [2006]). Par conséquent, notre modèle inclut différentes caractéristiques microstructurelles : différenciation des agents selon leurs anticipations en structure d'information imparfaite, existence de coûts de transaction, comportements mimétiques et aversion au risque.

Afin de spécifier ces caractéristiques, il convient tout d'abord de définir les mécanismes par lesquels la taxe est susceptible d'atteindre son objectif de réduction de la volatilité. Conformément à la littérature relative à la taxe Tobin, l'effet de la taxe passe nécessairement par son action sur les agents du marché des changes, les *traders* (ou opérateurs), et particulièrement sur ceux qui ont des comportements spéculatifs ou instables. Ce sont donc ces comportements, que l'on peut traduire comme des flux plus ou moins source d'instabilité, qu'il nous faut intégrer dans notre modèle.

Pour ce faire, on décide de discriminer les agents sur le marché des changes, dans la lignée des travaux microstructurels à agents hétérogènes et plus précisément de la littérature relative au « *noise trading* ». Plutôt que de faire des hypothèses sur les caractéristiques des agents qui spéculent, puisque cela prête à controverse (cf chapitre 1), on peut simplement considérer qu'il existe, en chaque période, des agents perturbateurs (qu'ils soient spéculateurs ou non, de court terme ou non) et des agents stabilisateurs. Bien évidemment, on peut penser qu'il existe un certain nombre de spéculateurs parmi les agents perturbateurs. L'instabilité des taux de change est en conséquence reliée à l'hétérogénéité des comportements des agents.

Les premiers modèles à agents hétérogènes (Frankel et Froot [1988,1990], Taylor et Allen [1992]), étendus par la suite par De Grauwe et Dewachter [1992,1993] et De Grauwe [1994], reposent sur la spécification d'agents fondamentalistes et chartistes. Les premiers tiennent exclusivement compte des déterminants économiques dans leur prise de décision, alors que les prévisions des seconds s'effectuent essentiellement après examen des mouvements de change passés. C'est alors l'interaction de ces deux types d'agents qui détermine, à chaque instant, le taux de change du marché.

La crédibilité de cette voie de recherche est étayée par plusieurs travaux empiriques qui ont démontré l'existence de comportements chartistes sur le marché des changes (Taylor et Allen [1992], Menkhoff [1997], Cheung et Wong [2000], Cheung et Chinn [2001], Mende et Menkhoff [2003]). Plus récemment, Klocker et Wagner [2006] ont mis en valeur l'incidence de l'entrée des chartistes sur la volatilité du marché des changes.

La spécification des agents hétérogènes de notre modèle s'inscrit dans la lignée des travaux sur le « *noise trading* ». Comme de De long et *al.* [1990], référence la plus citée en la matière¹⁰⁷, on distingue les agents qui créent du bruit, *noise traders*, et ceux, rationnels ou informés (*rational* ou *informed traders*), qui possèdent l'information fondamentale¹⁰⁸. C'est cette dernière terminologie que nous utiliserons par la suite pour distinguer les agents stabilisateurs des agents perturbateurs. Notons par ailleurs que la littérature à agents hétérogènes mêle à la fois les analyses chartistes/fondamentalistes et celles introduisant des *noise traders*. Il n'est pas rare que les ces derniers soient aussi des chartistes comme dans De Grauwe et Grimaldi [2003], Bauer et Herz [2004], Beine, De Grauwe et Grimaldi [2005], Klocker et Wagner [2006], Westerhoff et Dieci [2006]. Ce cadre d'hypothèses est conforme aux travaux de Jeanne et Rose [2002] dont les fondements sont eux-mêmes empruntés à De long et *al.* [1990] ainsi qu'à Hau [1998]¹⁰⁹.

Premièrement, la distinction entre les agents stabilisateurs et perturbateurs repose principalement sur la forme de leurs anticipations et sur l'accès à l'information fondamentale. On suppose que les premiers forment leurs anticipations par rapport au taux de change de long terme et ont un large accès à l'information, tant publique que privée, relative aux fondamentaux. Les agents déstabilisateurs, que l'on appellera *noise traders*, sont quant à eux supposés créer un bruit dans la volatilité par suite d'anticipations erronées consécutives au manque d'information.

Deuxièmement, on tire indirectement une seconde différenciation liée à l'accès à l'information : celle due au coût supporté par chaque type d'agent en entrant sur le marché. En effet, dans la réalité, c'est le coût de transaction, représenté par le *spread*¹¹⁰ de taux de change, qui détermine les négociations et le volume de transactions demandé.

¹⁰⁷ Voir aussi Mark and Wu [1998] et Faruquee et Redding [1999].

¹⁰⁸ On trouve même parfois une troisième catégorie d'agents qui peuvent être des *market makers* (par exemple dans Kyle [1985]) ou des *liquidity traders* (voir par exemple Bloomfield, O'Hara et Saar [2006]).

¹⁰⁹ Voir également Xu [2005] pour une application des travaux de Jeanne et Rose dans le cadre d'un modèle dynamique d'équilibre général.

¹¹⁰ Le *spread* dépend de la réputation de la contrepartie, du pouvoir de marché et de l'information disponible au moment de la transaction.

Dans la logique de Jeanne et Rose [2002]¹¹¹, l'agent perturbateur va payer un coût d'entrée supérieur à celui de l'agent stabilisateur. Les *traders* stabilisateurs sont en effet supposés avoir un stock de connaissance de départ plus important. De ce fait, leurs investissements en acquisition d'information nouvelle sont plus faibles que ceux des *traders* non informés.

Troisièmement, les agents sont censés être affectés par les variations du taux de change à travers leur niveau d'aversion à l'égard du risque¹¹². On considère que ces niveaux d'aversion sont semblables pour tous les agents¹¹³.

3.2.3 Modélisation du marché des changes et de la taxe Tobin

On considère un continuum d'opérateurs sur le marché des changes, soit $j \in [0,1]$ (on utilisera indifféremment le terme de *trader* par la suite). Ensuite, on construit des générations imbriquées d'investisseurs (*overlapping generations*), dont la trajectoire de vie est la suivante.

Le *trader* naît au temps t , où il connaît les taux d'intérêt nominaux (i) et décide ou non de son entrée sur le marché des changes. Si sa décision est positive (nous sommes toujours en t), il décide du montant des transactions en devises qu'il va réaliser à l'étranger.

Pour simplifier, on suppose que les opérations de conversions (sur lesquelles vont porter la taxe Tobin) passent par les mouvements de titres entre pays et que la décision de change est prise *via* la demande de titres étrangers, notée B^* . L'importance de cette dernière repose sur les anticipations de taux de change futur¹¹⁴. C'est donc

¹¹¹ Voir également Lewis [1995] et Lyons [2001] quant à cette hétérogénéité des coûts sur le marché des changes.

¹¹² L'aversion au risque est peu considérée dans la littérature relative à la taxe Tobin. Nous nous appuyons sur Mannaro, Marchesi et Satzu [2004] pour qui il s'agit d'une voie de recherche à privilégier.

¹¹³ Il serait néanmoins possible, alternativement, de postuler des niveaux d'aversion à l'égard du risque différents selon les contreparties. Dans cette ligne d'idée, les groupes industriels et à un degré moindre, les organismes bancaires, seraient fortement riscophobes, alors que les fonds de placement seraient pratiquement des riscophiles. L'introduction de l'aversion au risque sous sa forme générale nous paraît suffisante pour relier les décisions des agents à la volatilité des taux de change.

¹¹⁴ Le taux de change est défini comme le nombre d'unités de monnaie étrangères rapporté en monnaie domestique.

l'achat de titres qui motive les conversions sur le marché des changes¹¹⁵. Dès lors, pour acheter le nombre de titres étrangers désiré, le *trader* emprunte un montant d'actif à la banque domestique correspondant à son achat d'actifs étrangers B^* .

En $t+1$, le taux de change effectif est révélé, soit e_{t+1} . Le *trader* connaît donc le montant nominal de ses actifs étrangers. Il rembourse ensuite la totalité de son emprunt (le principal et les intérêts) à la banque du pays domestique et conserve la marge éventuelle. Finalement, le *trader* consomme sa richesse et disparaît (il s'agit de générations imbriquées).

Sur le marché des changes, il existe, par hypothèse, des *traders* informés et d'autres, non informés. Dans chaque génération de *traders*, N_t d'entre eux sont informés et $1 - N_t = n$ ne le sont pas. Conformément aux hypothèses formulées précédemment, les *noise traders* désignent les *traders* non informés.

Une taxe sur les opérations de change est finalement introduite pour chacun des *traders*. Notre analyse doit alors clairement faire apparaître le pont qui relie les anticipations erronées des agents à la volatilité du taux de change. C'est en effet en agissant sur le comportement (ici la demande de devises) et le nombre de *noise traders* que la taxe Tobin est susceptible de réduire éventuellement la volatilité du taux de change, à l'instar de ce que nous avons vu dans le modèle de Frankel [1996]. Bien entendu, la taxe Tobin est payée deux fois par chaque *trader*, puisque la taxation porte sur chaque aller-retour (*round trip*). La taxe sera donc due lors du placement à l'étranger en la période t , puis lors du rapatriement des capitaux en la période $t+1$.

3.2.4 Comportement du *trader* et optimisation

3.2.4.1 Fonction d'utilité et aversion au risque

¹¹⁵ Dans la réalité, la transaction peut s'effectuer sans ce mécanisme transitoire, mais cela facilite la modélisation des flux de change.

Chaque *trader* j , qui entre sur le marché des changes, cherche à déterminer sa demande optimale de titres et donc de devises, que l'on note B_{t+1}^{j*} , de façon à maximiser l'utilité espérée de la richesse de son portefeuille en fin de vie.

La fonction d'utilité des agents est la suivante :

$$\max_{B_{t+1}^{j*}} E_t^j (W_{t+1}^j) - \frac{a}{2} Var_t^j (W_{t+1}^j) \quad (3.5)$$

où W_{t+1}^j est une variable aléatoire qui définit la richesse procurée par le portefeuille en $t+1$, $E_t^j (W_{t+1}^j)$ est l'espérance conditionnelle de la richesse du portefeuille au type de *trader* j et à la période t et a un coefficient d'aversion au risque, défini sur $\mathbb{R}^+$. Rappelons que la richesse W_{t+1}^j est ici équivalente à la consommation de l'agent en fin de vie, C_{t+1}^j , puisque c'est seulement à partir de la valeur dégagée par son portefeuille qu'il pourra consommer.

L'approche que nous avons retenue n'est autre que l'approche Moyenne-Variance¹¹⁶. Cette dernière a connu un succès considérable depuis les travaux pionniers de Markowitz [1952] et occupe une place centrale dans la théorie financière moderne. Elle nous permet d'insister sur la dimension du risque de change dans le comportement des opérateurs. Cette approche est couramment utilisée dans l'étude du processus de sélection des titres par les investisseurs.

Elle repose sur le postulat que les investisseurs forment leurs préférences en prenant uniquement en compte l'espérance et la variance du rendement de leur portefeuille, lorsqu'ils allouent leur richesse initiale. Il est donc admis qu'ils maximisent l'espérance d'utilité de leur richesse finale, que leur utilité croît avec la richesse et qu'ils éprouvent une aversion à l'égard du risque. Cela nécessite de faire des hypothèses particulières, soit sur la fonction d'utilité, soit sur la distribution de probabilité de la

¹¹⁶ Voir également Haberer [2003], Bosco et Santoro [2004] et Eichner et Wagener [2004] pour des travaux microéconomiques sur la taxe Tobin qui utilisent des approches du type moyenne-variance.

richesse du portefeuille. Il existe essentiellement deux solutions pour ce faire : admettre que les investisseurs ont une fonction d'utilité quadratique et/ou supposer que les rendements des titres sont distribués selon une loi multivariée¹¹⁷.

3.2.4.2 Hétérogénéité des anticipations

Conformément à nos hypothèses, la consommation du *trader j* intervient en $t+1$ et dépend du rendement de son portefeuille entre t et $t+1$. On note δ_{t+1} la marge (ou le rendement) éventuelle de ce portefeuille et on la spécifie comme suit :

$$\delta_{t+1} = i_t - (e_{t+1} - e_t) - i^* \quad (3.6)$$

Cette dernière est centrale, car c'est sur elle que se cristallisent les anticipations des deux types d'agents. Les croyances des opérateurs portent en fait exclusivement sur le rendement qu'ils espèrent tirer de leurs mouvements en devises.

Comme on l'a déjà signalé, on distingue des agents informés et d'autres qui ne le sont pas. On peut alors décrire le comportement de chaque type d'agents comme suit :

- Les *traders* informés ($j = I$) forment des anticipations rationnelles tant sur l'espérance que sur la variance de la marge anticipée :

$$E_t^I(\delta_{t+1}) = E_t(\delta_{t+1})$$

$$Var_t^I(\delta_{t+1}) = Var_t(\delta_{t+1})$$

- Les *traders* non informés ($j = N$) commettent au contraire des erreurs d'anticipations qui portent uniquement sur l'espérance du bénéfice escompté. Ces erreurs s'annulent en moyenne et n'ont donc pas un caractère systématique, contrairement à De Long et *al.* [1990]. On a :

$$E_t^N(\delta_{t+1}) = E_t(\delta_{t+1}) + v_t = \bar{\delta} + v_t$$

$$Var_t^N(\delta_{t+1}) = Var_t(\delta_{t+1})$$

¹¹⁷ C'est notamment par ce biais que Jeanne et Rose [2002], qui postulent initialement une fonction CARA (Constant Absolute Risk Aversion), raisonnent *in fine* dans le cadre Moyenne-Variance.

où v_t est un aléa dû à l'arrivée d'informations nouvelles au temps t et $\bar{\delta}$ la moyenne non conditionnelle, ou prime de risque moyenne, de δ_{t+1} . La suite $\{v_t\}$ est donc constituée de variables aléatoires indépendamment – les anticipations formées par les agents sont rationnelles – et normalement distribuées (*iin*). Le bruit n'étant pas relié aux fondamentaux, il est source de volatilité excessive (ou « irrationnelle ») dans les anticipations de ces agents¹¹⁸.

Toutefois, ces erreurs d'anticipations ne sont pas en elles-mêmes responsables de la volatilité du taux de change. Elles en sont la source *via* un canal qui les relie à la variation du taux de change. On synthétise ces liaisons par la relation suivante :

$$Var(v_t) = \lambda Var(e_t) \quad (3.7)$$

avec $\lambda \in]0, +\infty[$

Le paramètre λ traduit l'importance des croyances erronées relatives à la volatilité du taux de change. En ce sens, il s'apparente à un facteur d'accélération : plus ce paramètre est élevé et plus le lien entre les anticipations et la variation du taux de change est fort. Ou encore, plus la volatilité du cours de change est élevée et plus la variation du terme d'erreur (donc aussi la probabilité de s'écarter du taux de change d'équilibre) s'accroît en raison de l'incertitude de change. On peut penser que dans les phases de crise du système monétaire ou dans les pays dont le secteur financier est peu ou mal réglementé, ce paramètre λ est particulièrement élevé. La volatilité du taux de change aura en effet une incidence très marquée sur les erreurs d'anticipations des agents nuisibles.

Sur un plan méthodologique, le fait que la variance conditionnelle du terme d'erreur soit proportionnelle à la variance du taux de change lui-même permet de s'assurer que les *noise traders* ne pourront pas anticiper le taux de change futur comme volatile en régime de changes fixes.

3.3 Analyse microstructurelle et résultats intermédiaires

¹¹⁸ Voir Frankel et Froot [1987] pour une analyse précise du lien bruit-volatilité.

A partir de la formulation « microstructurelle » du marché des changes, il est possible d'exposer plusieurs résultats intermédiaires sur les fondements de la volatilité du taux de change. Dans cette section, on présente les demandes de transactions de change avec et sans taxation dans un premier temps, puis les modifications engendrées sur la condition de parité de taux d'intérêt dans un second temps. Dans le souci de mettre en exergue l'endogénéisation des agents perturbateurs, on scindera l'analyse en deux étapes : dans la première, tous les *noise traders* entrent sans condition sur le marché (3.3.1) ; dans la seconde, c'est un arbitrage opéré entre le rendement espéré et les coûts de transaction qui conditionne la demande de ces mêmes *noise traders* (3.3.2).

3.3.1 Spécification exogène des *noise traders*

On commentera l'évolution de la demande de transactions de change selon que les flux sont taxés ou non (3.3.1.1 puis 3.3.1.2). Cela nous permettra d'analyser les répercussions de ce changement sur l'équilibre du marché des changes (3.3.1.3).

3.3.1.1 Demande de devises

La résolution du problème d'optimisation formulé dans la section précédente nous permet d'exprimer la demande de titres optimale de chaque *trader* dans une économie sans entraves.

$$\begin{aligned} \max_{B_{t+1}^{j*}} E_t^j (W_{t+1}^j) - \frac{a}{2} Var_t^j (W_{t+1}^j) \\ \text{sous la contrainte } W_{t+1} = B_{t+1}^{j*} \delta_{t+1} \end{aligned} \quad (3.8)$$

La résolution du programme de maximisation précédent conduit à la condition de premier ordre suivante :

$$E_t^j (\delta_{t+1}) - a B_{t+1}^{j*} Var_t^j (\delta_{t+1}) = 0 \quad (3.9)$$

Après réécriture, (3.9) devient :

$$B_{t+1}^{j*} = \frac{1}{a} \frac{E_t^j(\delta_{t+1})}{Var_t^j(\delta_{t+1})} \quad (3.10)$$

La fonction moyenne-variance est quadratique et donc concave. Puisque la demande de devises est supposée être toujours positive, il existe une solution intérieure ; B_{t+1}^{j*} est donc un maximum.

Considérons que la variance de la marge peut être approximée par la variance du taux de change¹¹⁹, $Var(\delta_{t+1}) = Var(e_{t+1})$, l'expression précédente devient :

$$B_{t+1}^{j*} = \frac{1}{a} \frac{E_t^j(\delta_{t+1})}{Var_t^j(e_{t+1})} \quad (3.11)$$

Si $k = \frac{1}{a}$ avec $a \in \mathbb{R}^+$ et faible, alors (3.11) est équivalent à¹²⁰ :

$$B_{t+1}^{j*} = k \frac{E_t^j(\delta_{t+1})}{Var_t^j(e_{t+1})} \quad (3.12)$$

Lemme 3.1 *La demande de titres, ici équivalente à la demande de devises, est une fonction linéaire du rapport de l'espérance du rendement sur la variance du taux de change, pondéré par l'aversion à l'égard du risque. Pour tout trader j , toutes choses égales par ailleurs, la demande de devises est une fonction croissante du rendement anticipé, mais décroissante par rapport à la variance du taux de change et au coefficient de risque.*

L'introduction d'une fonction moyenne-variance est particulièrement intéressante, puisqu'elle permet de prendre en compte l'interaction entre deux effets opposés qui déterminent le comportement du *trader* : l'effet rendement et l'effet risque. De ce fait, les *traders* incorporent le risque de volatilité dans leur décision : à la marge, l'effet rendement – c'est-à-dire la possibilité pour le *trader* d'obtenir un rendement supérieur en élargissant sa position – est contrecarré par l'effet prix, qui n'est autre que le risque de prix additionnel (volatilité) découlant d'une augmentation de la demande.

¹¹⁹ Le taux d'intérêt étranger est supposé constant dans le temps.

¹²⁰ Pour le moment, on ne prend pas en compte le fait que les demandes des *traders* informés et non informés vont diverger : c'est pourquoi l'espérance et la variance sont indicés par le type de *trader* j .

In fine, ce modèle permet donc de prendre en compte les deux mécanismes mis en évidence par Obstfeld et Rogoff [1996], qui conduisent à rendre coûteuse la volatilité des taux de change : l'aversion à l'égard du risque des agents pour les fluctuations de taux de change et la prime de risque dont ces derniers vont devoir s'acquitter pour se couvrir des coûts potentiels liés aux fluctuations.

3.3.1.2 Demande de devises avec taxation des transactions de change

Reformulons la demande de devises en introduisant une taxe de type Tobin, notée $B_{t+1}^{j*\tau}$.

Le taux de taxation est défini comme suit : $0 < \tau < 1$.

Le programme de maximisation devient alors :

$$\underset{B_{t+1}^{j*\tau}}{\text{Max}} E_t^j(W_{t+1}^j) - \frac{a}{2} \text{Var}_t^j(W_{t+1}^j) \quad (3.13)$$

La contrainte, quant à elle, devient :

$$\begin{aligned} W_{t+1}^j &= B_{t+1}^{j*\tau} \delta_{t+1} - B_{t+1}^{j*\tau} \tau X \\ &= B_{t+1}^{j*\tau} (\delta_{t+1} - \tau X) \end{aligned} \quad (3.14)$$

avec X très proche de δ_{t+1} .

La condition de premier ordre pour un maximum de (3.13) est :

$$E_t^j(\delta_{t+1}) - \tau X - a B_{t+1}^{j*\tau} \text{Var}_t^j(\delta_{t+1}) + a B_{t+1}^{j*\tau} \tau^2 \text{Var}_t^j(X) = 0 \quad (3.15)$$

La demande optimale de devises qui en découle est donnée par :

$$B_{t+1}^{j*\tau} = \frac{E_t^j(\delta_{t+1}) - \tau X}{a \text{Var}_t^j(\delta_{t+1}) - a \tau^2 \text{Var}_t^j(X)} \quad (3.16)$$

Supposons que la variance de la marge taxée est identique à celle de la marge brute, c'est-à-dire $\text{Var}(\delta_{t+1}) = \text{Var}(e_{t+1}) = \text{Var}(X)$, la demande optimale peut être réécrite comme suit :

$$B_{t+1}^{j*\tau} = \frac{E_t^j(\delta_{t+1}) - \tau X}{a \text{Var}_t^j(e_{t+1})(1 - \tau^2)} \quad (3.17)$$

Il est à présent possible de confronter les demandes d'équilibre avant et après introduction d'une taxe sur les opérations de change (cf expressions (3.11) et (3.17).)

Nous pouvons alors énoncer la proposition suivante :

Proposition 3.1 *La taxation des transactions de change réduit la demande de devises de tous les opérateurs.*

Démonstration :

La demande de devises avec taxation des opérations de change est inférieure à la demande de devises sans taxation si¹²¹ :

$$\frac{E_t^j(\delta_{t+1}) - \tau X}{aVar_t^j(e_{t+1})(1 - \tau^2)} < \frac{E_t^j(\delta_{t+1})}{aVar_t^j(e_{t+1})} \quad (3.18)$$

$$\tau < \frac{X}{E_t^j(\delta_{t+1})} \quad (3.19)$$

c'est-à-dire si le taux de taxation doit être inférieur au rapport de la part du rendement du portefeuille taxée sur l'espérance du rendement brut. Cette condition est tout à fait respectée eu égard au très faible niveau du taux de taxation que nous postulons au départ (quelques points de base).

La taxation des transactions de change réduit la demande de tous les opérateurs du marché des changes, qu'ils soient ou non noise traders. Ce résultat confirme l'analyse de Eichner et Wagener [2004] pour qui la taxe Tobin réduirait à la fois les arbitragistes et les spéculateurs.

3.3.1.3 Demande de devises agrégée et équilibre du marché des changes

La détermination des demandes individuelles des j traders permet d'évaluer la demande agrégée de change. Gardons à l'esprit que le marché des changes est représenté par un continuum de traders, dont le comportement peut être plus ou moins

¹²¹ On suppose implicitement que la demande avec taxation (terme de gauche) est toujours positive. La faiblesse du taux de taxation assure le respect de cette condition.

porteur d'instabilité. La demande de transactions totale est donc la somme des demandes des *traders* informés (N_I) et des *traders* non informés ($1 - N_I$). Compte tenu de l'expression de demande individuelle (3.11), on peut écrire la demande agrégée, notée B_{t+1}^{tot} (l'exposant N désigne les *noise traders* et l'exposant I les agents informés) :

$$B^{tot} = N_I B^{*I} + (1 - N_I) B^{*N} \quad (3.20)$$

$$B^{tot} = N_I \frac{E_t^j(\delta_{t+1})}{aVar_t^j(\delta_{t+1})} + (1 - N_I) \frac{E_t^j(\delta_{t+1})}{aVar_t^j(\delta_{t+1})} \quad (3.21)$$

Après arrangement, on obtient la demande de transactions agrégée en univers totalement libéralisé sans taxation :

$$B_{t+1}^{tot} = \frac{E_t^j(\delta_{t+1}) + (1 - N_I)v_t}{aVar_t^j(\delta_{t+1})} \quad (3.22)$$

Afin de pouvoir commenter l'évolution de la condition d'équilibre du marché des changes selon que l'on instaure ou non une taxe Tobin, exprimons la demande agrégée de devises en présence de taxation, notée $B_{t+1}^{\tau tot}$. Cette dernière est la suivante :

$$B_{t+1}^{\tau tot} = \frac{E_t(\delta_{t+1}) + (1 - N_I)v_t - \tau X}{aVar_t(\delta_{t+1}) - a\tau^2 Var_t(X)} \quad (3.23)$$

Puisque la variance de la marge dépend principalement de la variance du taux de change, la demande agrégée avec taxe Tobin peut être approximée par la variance du taux de change, en utilisant la relation $Var(\delta_{t+1}) = Var(e_{t+1})$:

$$B_{t+1}^{\tau tot} = \frac{E_t(\delta_{t+1}) + (1 - N_I)v_t - \tau X}{aVar_t(\delta_{t+1}) - a\tau^2 Var_t(X)} \quad (3.24)$$

Ces demandes agrégées vont nous permettre d'analyser la condition d'équilibre du marché des changes. Cette dernière est équivalente à la condition de parité de taux d'intérêt de chaque économie. A partir du moment où l'on raisonne dans un contexte incertain, c'est-à-dire en incorporant les anticipations de change, on parle de **parité de taux d'intérêt non couverte** (PTINC).

Cette condition stipule que dans une économie sans entraves, aucune possibilité d'arbitrage (et plus encore de spéculation) n'existe à l'équilibre. En reprenant nos écritures, cela signifie, qu'à l'équilibre, toute opportunité liée au taux de change est nulle, ce qui revient à écrire par conséquent : $\delta_{t+1} = 0$. S'il en est ainsi, la demande de transactions de change doit être nulle et donc $B_{t+1}^{tot} = 0$.

A partir de l'expression de la demande agrégée de transactions de change, on peut expliciter la condition d'équilibre sur ce marché, autrement dit la condition de parité de taux d'intérêt non couverte :

$$E_t(\delta_{t+1}) + \underbrace{(1 - N_I)v_t}_{\text{déviation1}} - \underbrace{aVar_t(\delta_{t+1})B_{t+1}^{tot}}_{\text{déviation2}} = 0 \quad (3.25)$$

Deux déviations apparaissent : la première tient à la présence des agents non informés et au bruit qu'ils introduisent dans la dynamique de change (*déviation1*) ; la seconde tient au comportement riscophobe des agents (*déviation2*).

Lorsque le comportement d'optimisation des agents est spécifié par une fonction moyenne-variance traduisant une aversion à l'égard du risque, et qu'il existe à la fois des agents informés et des agents non informés sur le marché, la condition de parité d'intérêt non couverte n'est pas respectée. On peut par ailleurs définir les signes de ces deux déviations. Compte tenu des restrictions sur les paramètres, le signe de la première est indéterminé, il dépend en effet de la variable aléatoire v_t . La seconde est strictement négative car $aVar(\delta_{t+1})B^{tot} > 0$.

L'interaction des décisions entre les différents types de *traders* a donc une incidence sur les déviations par rapport à la PTINC¹²². L'introduction de l'aversion au risque dans le modèle est centrale, parce qu'elle restreint les possibilités d'arbitrage des *traders* et permet d'introduire de l'incertitude dans leur gestion de portefeuille. Au plan macroéconomique, la présence d'agents instables, par le biais des erreurs d'anticipations, va amplifier le risque de change de départ. Il existe, en quelque sorte, un bouclage, dans le sens où les deux déviations vont se renforcer l'une l'autre : la

¹²² Ceci est tout à fait conforme à la littérature empirique sur la parité de taux d'intérêt non couverte : voir Hodrick [1989], Engel [1996] ou Sarno et Taylor [2002] pour des *survey*.

volatilité du taux de change est à l'origine du risque du change, qui contraint à davantage d'erreurs d'anticipations et donc en retour à une hausse de la volatilité. Au total, la valeur du taux de change va diverger significativement de sa valeur fondamentale en raison de la présence du risque et des agents instables comme nous le verrons dans la section 3.4.

Voici à présent la nouvelle condition d'équilibre du marché des changes, lorsque la taxe Tobin est introduite :

$$\bullet \quad E_t(\delta_{t+1}) + \underbrace{(1 - N_I)v_t}_{\text{déviation1}} - \underbrace{aVar_t(\delta_{t+1})B^{\text{tot}}}_{\text{déviation2}} + \underbrace{\tau(a\tau Var(X) - X)}_{\text{déviation3}} = 0 \quad (3.26)$$

•

L'analyse de la condition (3.26) nous permet de formuler la proposition 3.2 suivante.

Proposition 3.2 *Lorsqu'une taxe sur les opérations de change est introduite, il apparaît une déviation supplémentaire dans la condition d'équilibre du marché des changes. Celle-ci est totalement indépendante de la présence de noise traders sur le marché. La déviation est négative. Son ampleur est fonction du taux de taxation (τ), du coefficient d'aversion à l'égard du risque (a), de l'espérance et de la variance de la richesse taxée (X et $Var(X)$ respectivement).*

Démonstration : Le signe de la troisième déviation, notée *déviation3*, est négatif si $a\tau Var(X) < X$. Compte tenu du taux de taxation postulé, cette condition est respectée.

Si on ajoute les trois déviations et que l'on étudie le signe de la somme ainsi obtenue, nous la notons D , il ressort que celle-ci est négative si :

$$(1 - N_I)v_t + aVar(\delta_{t+1})B^{\text{tot}} - \tau(a\tau Var(X) - X) < 0 \quad (3.27)$$

Puisque le premier terme est en moyenne nul et que le second est négatif (voir démonstration du lemme 3.2), alors l'expression (3.27) est négative.

Cette dernière condition est respectée. Par ailleurs, plus le coefficient d'aversion au risque, la variation du change et le taux de taxation sont élevés et plus l'ampleur de cette déviation est marquée comme en atteste le signe des trois dérivées suivantes :

$$\frac{\partial D}{\partial a} < 0 \quad (3.28)$$

$$\text{si } aB > a\tau^2$$

$$\frac{\partial D}{\text{Var}(X)} < 0 \quad (3.29)$$

$$\text{si } \text{Var}(X)B^{\tau_{tot}} > \text{Var}(X)\tau^2$$

$$\frac{\partial D}{\partial \tau} < 0 \quad (3.30)$$

$$\text{si } \frac{X}{2a\text{Var}(X)} > \tau$$

$$\text{avec } D = (1 - N_I)v_t - a\text{Var}(\delta_{t+1})B^{\tau_{tot}} + \tau(a\tau\text{Var}(X) - X)$$

Bien que le modèle de ce chapitre soit utilisé pour étudier l'impact d'une taxe Tobin sur la volatilité, il permet de retrouver un certain nombre de résultats inhérents au lien entre la taxe et la politique monétaire. La proposition 3.2 confirme les prédictions de Tobin [1978] et Eichengreen [1996] que nous avons présentées dans le chapitre 1. La taxation des opérations de change ouvre une « brèche » dans la parité de taux d'intérêt non couverte. Cette dernière serait susceptible de distendre les taux d'intérêts nationaux et étrangers et, par voie de conséquence, d'accroître l'autonomie de la politique monétaire d'un pays. Nos résultats montrent que l'ampleur de cette déconnexion – et donc la capacité pour la taxe Tobin à accroître significativement l'autonomie monétaire – dépend néanmoins de la variance du rendement du portefeuille des agents, de leur coefficient d'aversion au risque et du taux de taxation.

3.3.2 Spécification endogène des *noise traders*

De la même manière que dans la section précédente, on met en exergue l'influence des *noise traders* et de la taxe Tobin, d'une part sur la demande devises et, d'autre part, sur l'équilibre du marché des changes. On s'arrêtera préalablement sur la méthodologie retenue afin d'*endogénéiser* le nombre de *noise traders*.

3.3.2.1 Spécification des coûts d'entrée et demande de devises

A présent, le nombre d'agents déstabilisateurs est endogénéisé par le biais d'un coût d'entrée sur le marché. Celui-ci est lié à l'acquisition d'information. Alors que dans la première version du modèle, tous les agents entrent sur le marché sans aucune restriction, on considère maintenant que seuls ceux qui sont non informés (et seulement eux) doivent payer pour acquérir de l'information. Ce coût est noté ci .

Les *noise traders* entrent sur le marché des changes seulement si le bénéfice anticipé, qu'ils sont susceptibles de retirer de leur entrée sur le marché, est supérieur au coût initial.

Le problème auquel font face les agents déstabilisateurs pour entrer sur le marché diffère du précédent par la fonction d'utilité suivante :

$$\underset{B_{t+1}^{j*\tau}}{\text{Max}} E_t^j \left(\varphi_t^j W_{t+1} \right) - \frac{a}{2} \text{Var}_t^j \left(\varphi_t^j W_{t+1} \right) \quad (3.31)$$

$$\text{sous la contrainte } W_{t+1} = B_{t+1}^{j*} \delta_{t+1}$$

avec φ un paramètre de décision binaire

La condition d'entrée des *noise traders*, c'est-à-dire la valeur pour laquelle l'utilité relative à entrer sur le marché sera supérieure à celle de ne pas échanger, peut s'écrire ainsi :

$$E_t^j \left(U_t^j / \varphi_t^j = 1 \right) \geq E_t^j \left(U_t^j / \varphi_t^j = 0 \right) = 0 \quad (3.32)$$

En remplaçant la fonction d'utilité (3.31) dans (3.32), on obtient :

$$E_t^j \left(U_t^j / \varphi_t^j = 1 \right) = E_t^j \left\{ \underset{B_{t+1}^{j*\tau}}{\text{Max}} \left\{ E_t^j \left[B_{t+1}^{j*\tau} \delta_{t+1} - ci \right] - \frac{a}{2} \text{Var}_t^j \left[B_{t+1}^{j*\tau} \delta_{t+1} \right] \right\} \right\} \geq 0 \quad (3.33)$$

Par suite, il est possible de réécrire la condition d'entrée en remplaçant la demande de transactions optimale (3.10) par sa valeur, sous l'hypothèse que les coûts d'entrée (ci) n'affectent pas la demande optimale de transactions ($B_{t+1}^{j*\tau}$) :

$$\text{si } \varphi_t^j = 1, \text{ alors } E_t^j \left[\frac{E_t^N(\delta_{t+1})\delta_{t+1}}{a\text{Var}(\delta_{t+1})} - ci \right] - \frac{a}{2} \text{Var}_t^j \left[\frac{E_t^N(\delta_{t+1})\delta_{t+1}}{a\text{Var}(\delta_{t+1})} \right] \geq 0 \quad (3.34)$$

Après arrangements, la condition d'entrée marginale¹²³ est donc la suivante :

$$ci \leq \frac{[E_t^N(\delta_{t+1})]^2}{2a\text{Var}_t(\delta_{t+1})} = GNB \quad (3.35)$$

De (3.35), il vient le lemme 3.2 :

Lemme 3.2¹²⁴ : *Le bénéfice net des noise traders s'ils rentrent sur le marché est une fonction croissante du rendement anticipé élevé au carré et négative de la volatilité du taux de change et de l'aversion à l'égard du risque. A l'équilibre, le rendement anticipé et la volatilité du taux de change sont tous deux fonction du nombre de noise traders.*

Le lemme 3.2 implique une circularité des effets de la variance du taux de change et du rendement du portefeuille qui est à l'origine, comme nous le verrons par la suite, d'équilibres multiples.

3.3.2.2 Demande de devises, bénéfice net et équilibre du marché des changes avec taxation des transactions de change

Afin d'explicitier la demande agrégée de devises lorsqu'une taxe Tobin est instaurée, on recalcule tout d'abord le nombre d'agents déstabilisateurs qui entrent sur le marché. Sur le même schéma que précédemment, on exprime la condition d'entrée de ces derniers en calculant le bénéfice net d'acquisition de l'information. Rappelons que la décision d'entrée concerne uniquement les *noise traders*. Elle intervient de surcroît à

¹²³ C'est-à-dire exactement celle prévalant pour le dernier *noise trader* entrant sur le marché.

¹²⁴ Ce lemme est quasi conforme à l'analyse de Jeanne et Rose [2002], bien que ces derniers postulent une borne inférieure sur le coût d'entrée des *noise traders*. La diversification internationale du portefeuille assure, selon les auteurs, une réserve d'utilité incompressible.

la période t , c'est-à-dire pour toute nouvelle génération de *noise trader*. Le bénéfice escompté à entrer sur le marché est le suivant :

Partons de la condition d'entrée générale (3.32).

En réécrivant cette dernière en tenant compte de la taxe Tobin et en substituant la demande de devises par sa valeur optimale (3.16), on obtient :

$$E_t^j \left\{ \underset{B_{t+1}^{j*}}{\text{Max}} \left\{ E_t^j \left[\frac{E_t^N(\delta_{t+1}) - \tau X}{a \text{Var}_t(\delta_{t+1}) - a\tau^2 \text{Var}(X)} \delta_{t+1} - \tau X \frac{E_t^N(\delta_{t+1}) - \tau X}{a \text{Var}_t(\delta_{t+1}) - a\tau^2 \text{Var}(X)} - ci \right] - \frac{a}{2} \text{Var}_t^j \left[\frac{E_t^N(\delta_{t+1}) - \tau X}{a \text{Var}_t(\delta_{t+1}) - a\tau^2 \text{Var}(X)} \delta_{t+1} - \tau X \frac{E_t^N(\delta_{t+1}) - \tau X}{a \text{Var}_t(\delta_{t+1}) - a\tau^2 \text{Var}(X)} \right] \right\} \right\} \geq 0 \quad (3.36)$$

En résolvant (3.36) sous la contrainte $\text{Var}(\delta_{t+1}) = \text{Var}(e_{t+1}) = \text{Var}(X)$, il est possible de se ramener à l'expression suivante :

$$\frac{E_t^N(\delta_{t+1})^2 - 2E_t^N(\delta_{t+1})\tau X + (\tau X)^2}{a \text{Var}_t(e_{t+1})(1-\tau^2)} - \frac{a}{2} \left[\frac{E_t^N(\delta_{t+1})^2 - 2E_t^N(\delta_{t+1})\tau X + (\tau X)^2}{(a \text{Var}_t(e_{t+1})(1-\tau^2))^2} (1-\tau^2) \text{Var}(e_{t+1}) \right] \quad (3.37)$$

Après arrangements, il en découle le bénéfice net suivant :

$$GNB^\tau = \frac{E(\delta_{t+1})^2 - 2E(\delta_{t+1})\tau X + (\tau X)^2}{2a \text{Var}(e_{t+1})(1-\tau^2)} > ci \quad (3.38)$$

De (3.38), il ressort que le bénéfice marginal à entrer sur le marché, lorsqu'une taxe de type Tobin est introduite, est une fonction du rendement du portefeuille élevé au carré, de la variance du taux de change, ainsi que du taux de taxation et du montant taxé.

Comparons à présent les bénéfices marginaux avant et après introduction d'une taxe sur les transactions de change. Cela revient à évaluer le signe de la différence entre (3.35) et (3.38) :

$$GNB - GNB^\tau > 0 \quad (3.39)$$

soit, après remplacement :

$$\begin{aligned} \frac{E(\delta_{t+1})^2}{2aVar(e_{t+1})} - \left(\frac{E(\delta_{t+1})^2 - 2E(\delta_{t+1})\tau X + (\tau X)^2}{2aVar(e_{t+1})(1-\tau^2)} \right) &> 0 \\ \frac{2E(\delta_{t+1})\tau X - (\tau X)^2 - \tau E(\delta_{t+1})^2}{2aVar(e_{t+1})(1-\tau^2)} &> 0 \end{aligned} \quad (3.40)$$

Puisque par hypothèse $a \in \mathbb{R}^+$ et $Var(e_{t+1}) \in \mathbb{R}^+$, on peut conclure que le dénominateur est positif tant que $\tau < 1$.

Par conséquent, l'inégalité (3.40) est vérifiée si son dénominateur est positif :

$$2E(\delta_{t+1})\tau X > E(\delta_{t+1})^2 \tau^2 + (\tau X)^2 \quad (3.41)$$

$$\tau < 1 \quad (3.42)$$

Puisque le taux de taxation est inférieur à 100%, la condition (3.42) est toujours respectée.

On peut donc en déduire le résultat intermédiaire suivant (lemme 3.3) :

Lemme 3.3 *La taxation des transactions de change réduit le bénéfice d'entrée des agents perturbateurs.*

Cette baisse est-elle suffisante pour modifier la structure du marché des changes et les variations du taux de change d'équilibre ? Cette question constitue le cœur de l'analyse opérée dans la section suivante.

3.4 Analyse globale

Dans cette dernière section, on procède à la résolution du modèle global selon que la quantité d'agents perturbateurs est spécifiée de façon exogène ou endogène (3.4.1

puis 3.4.2). Surtout, les effets potentiellement positifs engendrés par une taxe de type Tobin sur la volatilité du taux de change sont étudiés.

3.4.1 Analyse du modèle avec spécification exogène des *noise traders*

Dans cette section, on précise les déterminants de la volatilité du taux de change après résolution du modèle complet. Dans un premier temps, l'objectif est de mettre en exergue les deux composantes de la volatilité totale : la volatilité liée aux fondamentaux et la volatilité excessive liée à la présence de comportements déstabilisateurs. Dans un second temps, il est alors possible d'isoler l'impact de la taxe Tobin sur la volatilité du taux de change *via* son effet sur la demande des *noise traders*. Il nous est possible finalement de comparer la nature des équilibres obtenus selon qu'une taxe sur les opérations de changes est ou non introduite.

3.4.1.1 Solution du modèle dans une économie non taxée

La résolution du modèle avec *noise traders* déterminés de façon exogène nous fournit l'expression de la variance du taux de change par rapport à la volatilité des fondamentaux (demande relative de monnaie, prix) et par rapport à l'influence des agents déstabilisateurs. Cela nous permet d'exposer le lemme suivant :

Lemme 3.4 *La volatilité totale du taux de change est une fonction positive de la volatilité des fondamentaux, et négative du nombre de noise traders, et de leur influence¹²⁵.*

Démonstration :

La résolution du modèle général tient compte de l'hypothèse de constance du taux d'intérêt étranger et du fait que l'on peut approximer la variance de l'excédent du portefeuille par la volatilité du taux de change : $Var_t^j(\delta_{t+1}) = Var_t^j(e_{t+1})$. De plus, afin de traiter des variations de change positives, on supposera la condition suivante

¹²⁵ Voir également Jeanne et Rose [2002] et Bauer et Herz [2004].

satisfaite : la variance du taux de change est positive pour tout n si et seulement si $(1+\alpha)^2 - \lambda \left(\frac{n}{N_I} \right)^2 \alpha^2 > 0$, c'est-à-dire $\sqrt{\lambda} < \frac{(1+\alpha)N_I}{\alpha n}$.

Partons de la demande agrégée optimale de devises :

$$B_{t+1}^{tot} = \frac{N_I E_t^j(\delta_{t+1}) + (1 - N_I)(E_t^j(\delta_{t+1}) + v_t)}{aVar_t^j(\delta_{t+1})} \quad (3.43)$$

Puisque par définition la demande de transactions totale est fondée sur des anticipations en $t+1$, nous allons transformer l'expression précédente sous sa forme anticipée en $t-1$:

$$B_t^{tot} = \frac{N_I E_{t-1}^j(\delta_{t+1})}{aVar_{t-1}^j(e_{t+1})} \quad (3.44)$$

En substituant (3.44) à (3.43), on obtient (3.45) dont l'expression met en évidence la relation entre le rendement anticipé et le rendement effectif :

$$v_t(1 - N_I) = (E_{t-1}^j(\delta_{t+1}) - E_t^j(\delta_{t+1}))N_I \quad (3.45)$$

En utilisant la définition du processus de taux de change donné précédemment (3.3), il est possible de réécrire le rendement δ_{t+1} :

$$\delta_{t+1} = -(e_{t+1} - e_t) + \frac{e_t - (m_t - m^*) - \varepsilon_t}{\alpha} \quad (3.46)$$

A partir de nos hypothèses sur le différentiel d'intérêt, on peut noter que :

$$(E_{t-1}^j(\delta_{t+1}) - E_t^j(\delta_{t+1})) = (E_{t-1}^j(\varepsilon_{t+1}) - E_t^j(\varepsilon_{t+1}))$$

A partir de (3.46), on peut écrire l'égalité suivante :

$$(E_{t-1}^j(\delta_{t+1}) - E_t^j(\delta_{t+1})) = \frac{1+\alpha}{\alpha} (e_t - E_{t-1}(e_t)) + \frac{m_t - E_{t-1}(m_t) + \varepsilon_t - E_{t-1}(\varepsilon_t)}{\alpha} + E_t(\varepsilon_{t+1}) - E_{t-1}(\varepsilon_{t+1}) \quad (3.47)$$

A partir de l'équation (3.46) et de l'équation (3.47), il vient :

$$(e_t - E_{t-1}(e_t)) = \frac{\alpha}{1+\alpha} \left(\frac{1-N_I}{N_I} \right) v_t + \frac{1}{1+\alpha} E_{t-1}(m_t) - m_t + E_t(\varepsilon_{t+1}) - E_{t-1}(\varepsilon_{t+1}) \quad (3.48)$$

Il reste à exprimer la variance conditionnelle de l'expression (3.51) de façon à obtenir l'expression de la volatilité du taux de change :

$$Var(e_t) = \left(\frac{\alpha}{1+\alpha} \right)^2 \left(\frac{1-N_I}{N_I} \right)^2 Var(v_t) + \left(\frac{1}{1+\alpha} \right)^2 Var(m + \varepsilon) \quad (3.49)$$

En utilisant la contrainte liant la volatilité du terme d'erreur d'anticipations des *noise traders* à la volatilité du taux de change $\lambda Var(e_t) = Var(v_t)$, on obtient l'expression finale de la volatilité du taux de change :

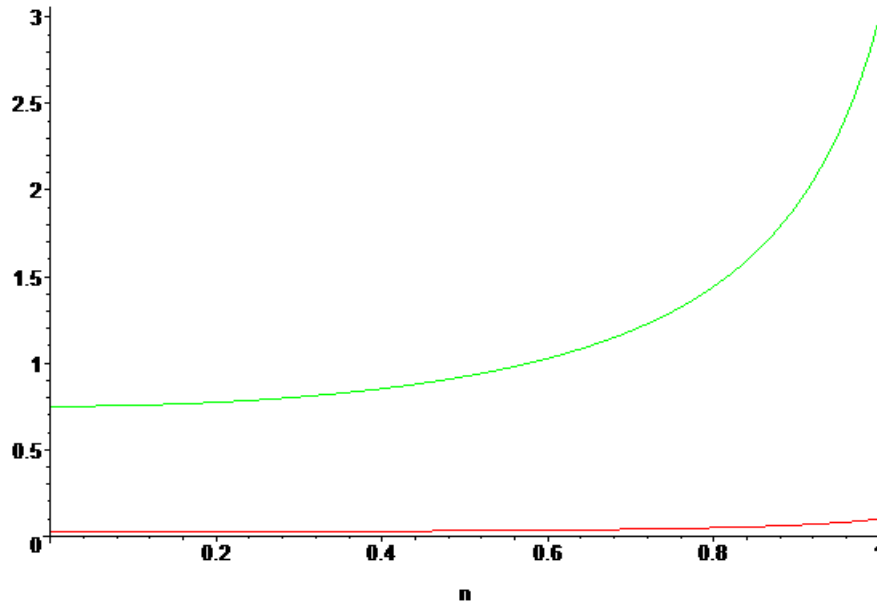
$$Var(e_t) = \frac{Var(m + \varepsilon)}{(1+\alpha)^2 - \lambda \left(\frac{n}{N_I} \right)^2 \alpha^2} \quad (3.50)$$

On constate que la volatilité dépend à la fois des fondamentaux (numérateur), de l'élasticité de la demande de monnaie au taux d'intérêt (premier terme du dénominateur) et des paramètres de nuisance des *noise traders* (second terme du dénominateur). Le signe négatif assigné au paramètre λ et à n montre sans ambiguïté que les agents déstabilisateurs augmentent la volatilité du taux de change. Il s'avère donc que les *noise traders* vont, simultanément, augmenter et partager le risque du marché des changes dont ils sont également à l'origine.

L'évolution de la volatilité du taux de change est donc corrélée à l'importance des *noise traders* sur le marché des changes. Plus leur nombre est important et plus l'intensité de la nuisance est élevée. Le graphique 3.2 présente graphiquement l'évolution de la volatilité totale, *ceteris paribus*, pour deux niveaux différents de variance fondamentale¹²⁶. Elle montre que la volatilité totale est bien une fonction croissante du niveau de volatilité fondamentale et du nombre de *noise traders*.

Graphique 3.2 : Variation de la volatilité totale selon le niveau de variance fondamentale

¹²⁶ Les valeurs des paramètres calibrés sont les suivantes : $\alpha=4$, $\alpha=1$, $\lambda=3$, $v=\{0,1;3\}$.



Lecture : on mesure la proportion de *noise traders* en abscisses (n) et la volatilité totale en ordonnées.

Il ressort également de la forme non linéaire des deux courbes du graphique 3.2 que lorsque le nombre de *noise traders* est déterminé de façon purement exogène, il existe une multitude d'équilibres de volatilité. Analytiquement, on distingue au moins deux équilibres en coin selon que le nombre d'agents perturbateurs soit nul ou atteigne son niveau maximal.

La variance minimale est en effet atteinte lorsque les *noise traders* sont totalement absents du marché :

$$Var(e_t)_{\min} = \frac{Var(m + \varepsilon)}{(1 + \alpha)^2} \quad (3.51)$$

Dans ce cas, la variance du taux de change dépend uniquement de la volatilité des fondamentaux pondérée par la valeur de l'élasticité de la demande de monnaie.

A l'inverse, la variance maximale est atteinte lorsque le nombre de *noise traders* atteint son maximum ($n = 1 - N_I$) :

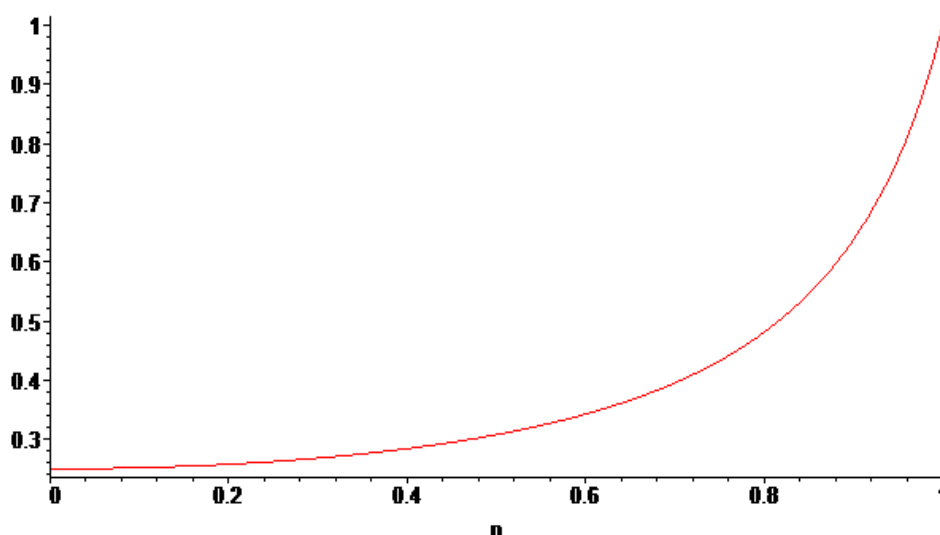
$$Var(e_t)_{\max} = \frac{Var(m + \varepsilon)}{(1 + \alpha)^2 - \lambda \alpha^2 \left(\frac{1}{N_I} - 1 \right)^2} \quad (3.52)$$

A nombre constant de *noise traders*, il ne faut pas négliger l'importance du paramètre *lambda*, ce dernier exerçant un pont entre la volatilité du taux de change initiale et

l'ampleur de l'erreur d'anticipations des mauvais agents. Plus ce paramètre est important, plus l'effet « boucle » (volatilité→erreur d'anticipations→volatilité) est lui-même important. Dans la réalité, ce paramètre, et donc l'impact des erreurs sur la volatilité, est susceptible de varier selon les périodes de plus ou moins grande instabilité du marché des changes.

Le graphique 3.3 met en évidence l'effet des *noise traders* sur la volatilité totale du taux de change pour un niveau intermédiaire de volatilité fondamentale. Cette dernière est obtenue à partir des valeurs suivantes : $\text{var}(m+\varepsilon)=1$, $\lambda=3$ et $\alpha=1$.

Graphique 3.3 : Volatilité des taux de change et nombre de *noise traders*



Lecture : on mesure la proportion de *noise traders* en abscisses (n) et la volatilité totale en ordonnées

Il ressort des graphiques 3.2 et 3.3 que la relation entre la variance du taux de change et le nombre de *noise traders* est croissante mais aussi monotone.

En revanche, l'impact du nombre de *noise traders* sur la moyenne non conditionnelle du rendement (la prime de risque moyenne) est ambigu puisque les agents perturbateurs ont deux rôles contradictoires dans le modèle : ils partagent mais aussi créent le risque. Comme nous le montrons ci-après, la relation entre la prime de risque et le nombre d'agents perturbateurs est non linéaire et non monotone. Puisque les

agents créent le risque, il existe des niveaux de prime de risque identiques pour des niveaux différents de *noise traders*. Cela provient du comportement « grégaire » de ces agents dont la dynamique collective leur permet de créer leur propre incitation à échanger. On retrouve sur ce point le mimétisme des agents financiers chez Keynes [1936], dont on a déjà vu, qu'il avait fortement inspiré Tobin.

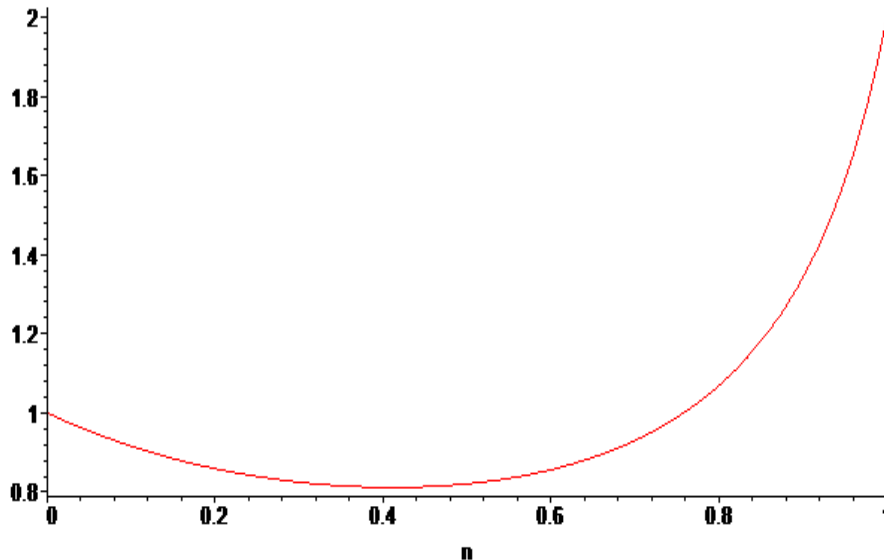
La prime de risque moyenne, sans taxation des opérations de change, est donnée par l'expression suivante :

$$\bar{\delta} = \frac{a \text{Var}(e) \bar{B}}{(N_I + n)} \quad (3.53)$$

Celle-ci est obtenue à partir de l'expression de la demande agrégée de devises en univers libéralisé (3.43), sous l'hypothèse d'un équilibre entre l'offre, notée $\bar{B}$, et la demande.

Le graphique 3.4 exprime la prime de risque en fonction du nombre d'agents perturbateurs présents sur le marché des changes pour les valeurs calibrées suivantes : $a=4$, $\bar{B}=1$, $\text{var}(m+\varepsilon)=1$, $\lambda=3$ et $\alpha=1$. Il atteste de la relation non linéaire et non monotone entre la prime de risque et les *noise traders*.

Graphique 3.4 : Prime de risque et nombre de *noise traders* en univers libéralisé



Lecture : on mesure la proportion de *noise traders* en abscisses (n) et la volatilité totale en ordonnées

Le même raisonnement est appliqué après instauration d'une taxe sur les transactions de change. Le calcul de la prime de risque moyenne avec taxation, $\bar{\delta}_t$,

repose cette fois sur l'hypothèse d'égalité de l'offre, notée $\bar{B}^\tau$, et de la demande de devises avec taxation. La nouvelle prime de risque prend la forme suivante :

$$\bar{\delta}^\tau = \frac{aVar(e)(1-\tau^2)\bar{B}^\tau + \tau X}{(N_I + n)} \quad (3.54)$$

En comparant les primes de risque avant (3.53) et après taxation (3.54), il vient le lemme suivant :

Lemme 3.5 *La prime de risque moyenne est plus faible en environnement régulé par une taxe de type Tobin, quel que soit le nombre d'agents perturbateurs.*

Démonstration :

Etudions le signe de la différence entre (3.53) et (3.54) :

$$\bar{\delta} - \bar{\delta}^\tau = \frac{aVar(e)\bar{B} - [aVar(e)(1-\tau^2)\bar{B}^\tau + \tau X]}{(N_I + n)}$$

donc $\bar{\delta} - \bar{\delta}^\tau > 0$ si : $\frac{aVar(e)\bar{B} - [aVar(e)(1-\tau^2)\bar{B}^\tau + \tau X]}{(N_I + n)} > 0$

Puisque $(N_I + n) > 0$, cela revient à vérifier l'inégalité suivante :

$$aVar(e)\bar{B} > aVar(e)(1-\tau^2)\bar{B}^\tau - \tau X \quad (3.55)$$

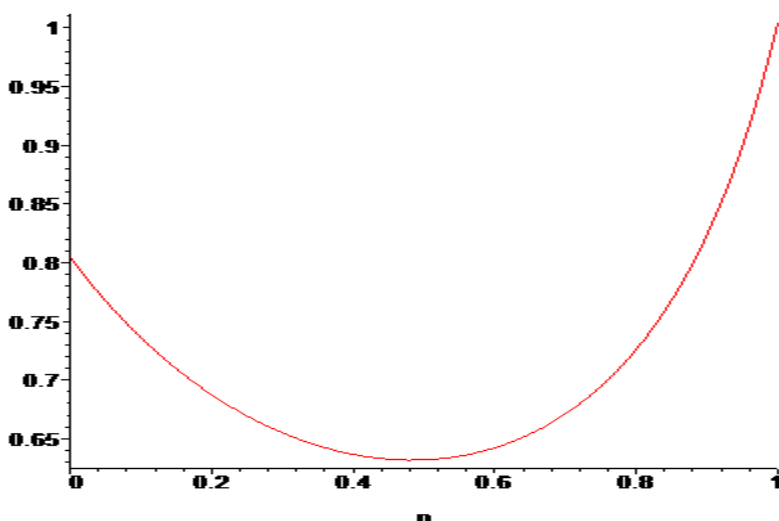
Compte tenu des ensembles de définition des paramètres ($a > 0$, $Var(e) > 0$, $0 < \tau < 1$), l'inégalité (3.55) est satisfaite pour tout n .

Comme le montre le graphique 3.5, on constate que la tendance non linéaire suivie par la prime de risque sans taxation subsiste lorsque la taxe est instaurée. En effet, il apparaît qu'à partir d'un certain nombre de *noise traders* (environ 0,5 d'après nos simulations), la prime de risque prend une tendance ascendante. A partir de ce seuil, le comportement grégaire des *noise traders* prédomine, ce qui tend à augmenter le risque et donc l'intérêt à échanger. Les *noise traders*, de la même façon qu'en environnement non taxé, créent donc leur propre utilité à l'échange en augmentant artificiellement le risque de marché. Le niveau maximal atteint par la prime de risque (et

donc par le rendement escompté) reste néanmoins beaucoup plus faible au final, ce qui diminue l'intérêt à échanger des *noise traders*. On peut penser que cela conduira, à terme, à réduire le risque pour les autres agents.

D'une manière générale, la taxation des transactions de change permet de réduire l'incertitude macroéconomique grâce à son effet sur la prime de risque, comme l'évoquaient Tobin [1978] et Spahn [1996]. Il reste néanmoins à confirmer son effet sur la volatilité, ce qui est l'objet de la suite du chapitre.

Graphique 3.5 : Prime de risque avec taxation des opérations de change



Lecture : on mesure la proportion de *noise traders* en abscisses (n) et la volatilité totale en ordonnées

3.4.1.2 Solution du modèle avec taxe Tobin

En tenant compte des modifications apportées par l'instauration d'une taxe Tobin, on résout une seconde fois le modèle. La solution finale permet d'exprimer la volatilité du taux de change en fonction de celle liée aux fondamentaux monétaires, de l'aversion au risque, de l'impact des *noise traders* et du taux de taxation.

De la même manière que dans la section précédente, nous supposons la condition suivante satisfaite : la variance du taux de change est positive pour tout n si et seulement si :

$$(1+\alpha)^2 - \alpha^2 \left[\lambda \left(\frac{n}{NI} \right)^2 - \tau^2 \left(\frac{NI+n}{NI} \right)^2 + \frac{\tau^4 (n+NI)^2 - NI^2}{NI^2} \right] > 0$$

Ce qui est équivalent à :

$$\lambda < \left(\frac{N_I}{n} \right)^2 \left(2 + \frac{1}{\alpha^2} \right) - \tau^2 \left(\frac{N_I+n}{n} \right)^2$$

Pour démontrer l'existence de la solution finale, partons de la demande agrégée de devises avec taxation :

$$B^r = \frac{NIE(\delta_{t+1}) + n(\bar{\delta} + v_t) - \tau X[NI + n]}{aVar(e)[1 - \tau^2]} \quad (3.56)$$

et de la même demande sous sa forme anticipée à la période $t-1$:

$$\bar{B}^r = \frac{\bar{\delta}(NI + n)}{aVar(e)} \quad (3.57)$$

La différence entre (3.57) et (3.56) donne (3.58) et permet d'écrire l'expression de $E(\delta_{t+1})$:

$$(1 - \tau^2) \bar{\delta}(NI + n) - NIE_t^j(\delta_{t+1}) - n(\bar{\delta} + v_t) + \tau X(NI + n) = 0 \quad (3.58)$$

$$E(\delta_{t+1}) = \frac{-\tau^2 \bar{\delta}(N_I + n) + \bar{\delta} N_I - nv_t + \tau X(N_I + n)}{N_I} \quad (3.59)$$

En utilisant la même méthodologie que dans la section précédente, c'est-à-dire en réinjectant la partie microstructurelle dans le modèle macro-monnaire standard, on obtient l'égalité suivante :

$$\frac{\alpha}{1+\alpha} \left[\left(\frac{n}{NI} \right) v_t - \tau X \frac{NI+n}{NI} + \frac{\tau^2 \bar{\rho}(n+NI) - \bar{\rho} NI}{NI} \right] + \frac{1}{1+\alpha} (\bar{m} - m_t) + (\varepsilon - \varepsilon_t) = e - \bar{e} \quad (3.60)$$

Cette dernière conduit à :

$$\left(\frac{\alpha}{1+\alpha}\right)^2 \left[\left(\frac{n}{NI}\right)^2 Var(v_t) - \tau^2 \left(\frac{NI+n}{NI}\right)^2 Var(X) + \frac{\tau^4 (n+NI)^2 - NI^2}{NI^2} Var(\bar{\delta}) \right] + \left(\frac{1}{1+\alpha}\right)^2 Var(m+\varepsilon) = Var(e) \quad (3.61)$$

Puisque $Var(e) = Var(X) = Var(\bar{\delta})$, il vient après arrangements :

$$Var(e) \left\{ 1 - \left[\left(\frac{\alpha}{1+\alpha}\right)^2 \lambda \left(\frac{n}{NI}\right)^2 - \tau^2 \left(\frac{\alpha}{1+\alpha}\right)^2 \left(\frac{NI+n}{NI}\right)^2 + \frac{\tau^4 (n+NI)^2 - NI^2}{NI^2} \right] \right\} = \left(\frac{1}{1+\alpha}\right)^2 Var(m+\varepsilon) \quad (3.62)$$

En réarrangeant (3.62), on obtient finalement l'expression (3.63) :

$$Var(e) = \frac{Var(m+\varepsilon)}{\left\{ (1+\alpha)^2 - \alpha^2 \left[\lambda \left(\frac{n}{N_I}\right)^2 - \tau^2 \left(\frac{N_I+n}{N_I}\right)^2 + \frac{\tau^4 (N_I+n)^2 - N_I^2}{N_I^2} \right] \right\}} \quad (3.63)$$

A partir de l'expression que nous venons d'obtenir, il est possible de procéder à une analyse comparative des équilibres de volatilité obtenus avec et sans taxation des opérations de change. Cette comparaison donne lieu à la proposition suivante.

Proposition 3.3 *L'instauration d'une mesure de taxation des transactions de changes, réduit la volatilité totale des cours de change.*

Démonstration :

Analytiquement, l'effet de la taxation résulte de la comparaison des expressions (3.50) et (3.56). Conformément à nos hypothèses de départ, on pose les ensembles de définitions suivants : $\alpha, \tau, N_I, n \in \mathbb{R}^+$.

Etudions le signe de la différence entre (3.50) et (3.56). Cette dernière est positive si :

$$(1+\alpha)^2 - \alpha^2 \left[\lambda \left(\frac{n}{NI}\right)^2 - \tau^2 \left(\frac{NI+n}{NI}\right)^2 + \frac{\tau^4 (n+NI)^2 - NI^2}{NI^2} \right] > (1+\alpha)^2 - \alpha^2 \lambda \left(\frac{n}{NI}\right)^2 \quad (3.64)$$

soit :

$$\frac{\alpha \tau (N_I + n)(1 - \tau) + \alpha N_I}{N_I} > 0 \quad (3.65)$$

Compte tenu des ensembles de définition suivants, $\alpha, \tau, N_I, n \in \mathbb{R}^+$, la condition (3.65) est toujours satisfaite. Par conséquent, la volatilité est toujours inférieure lorsqu'une taxe sur les transactions de change est instaurée.

D'une manière générale, les résultats de l'analyse exogène, vont dans le sens des assertions de Tobin [1978, 1996]. Ils confirment en outre les conclusions récentes des modèles de simulation de marchés artificiels à agents hétérogènes (Ehrenstein et *al.* [2005], Westerhoff et Dieci [2006]), puisque la taxe sur les transactions de change réduit la volatilité. Indirectement, ils confirment les prévisions de Griffith Jones [1996] et Arestis et Sawyer [1997] qui voient en la taxe le moyen de diminuer les comportements mimétiques.

Ce résultat nécessite néanmoins d'être approfondi par l'endogénéisation des *noise traders*.

3.4.2 Analyse du modèle avec spécification endogène des *noise traders*

Dans cette dernière sous-section, nous prolongeons l'analyse de la volatilité obtenue précédemment en endogénéisant le nombre de *noise traders* à l'aide de la fonction de bénéfice d'entrée, puis en endogénéisant la volatilité (3.3.2).

3.4.2.1 Bénéfice marginal et taxation des transactions de change

Nous avons montré dans le lemme 3.3 que la taxe réduit le bénéfice marginal des perturbateurs et que les bénéfices sont des fonctions du rendement du portefeuille (ou de façon équivalente la prime de risque) mais aussi de la variance des taux de change. Or, ces deux variables sont toutes deux fonctions de la proportion de *noise traders* qui entre sur le marché. Il en résulte une situation d'équilibres multiples. Ce lemme 3.3 n'est donc valide que si les niveaux de volatilité, avant et après taxation, sont exogènes et donnés. Nous avons cependant montré, dans la proposition 3.3 que la volatilité était plus faible après taxation des transactions de change.

Afin de prendre en compte l'évolution de l'entrée des *noise traders* sur le marché, nous allons recalculer les bénéfices marginaux en remplaçant la volatilité par sa valeur avant puis après introduction de la taxe.

Bénéfice marginal sans taxation des transactions de change

Recalculons le bénéfice marginal avant taxe. Ce dernier est obtenu à partir de l'expression du bénéfice marginal sans taxation obtenue précédemment (3.35) dans laquelle on remplace celles donnant la prime de risque moyenne (3.53) et la volatilité totale (3.50).

On obtient finalement l'expression suivante :

$$GNB = \frac{a\bar{B}^2 Var(m + \varepsilon)}{2 \left[(1 + \alpha)^2 - \frac{\lambda n^2 \alpha^2}{N_I^2} \right] (N_I + n)} \quad (3.66)$$

L'expression (3.66) explicite la relation entre le bénéfice marginal, qui conditionne l'entrée des nouveaux *noise traders* et le nombre d'agents déjà sur le marché. La circularité est telle que le nombre d'agents perturbateurs détermine la variance et le rendement du portefeuille, ces derniers entrant comme arguments dans la fonction de bénéfice marginal qui détermine le nombre de nouveaux *noise traders*.

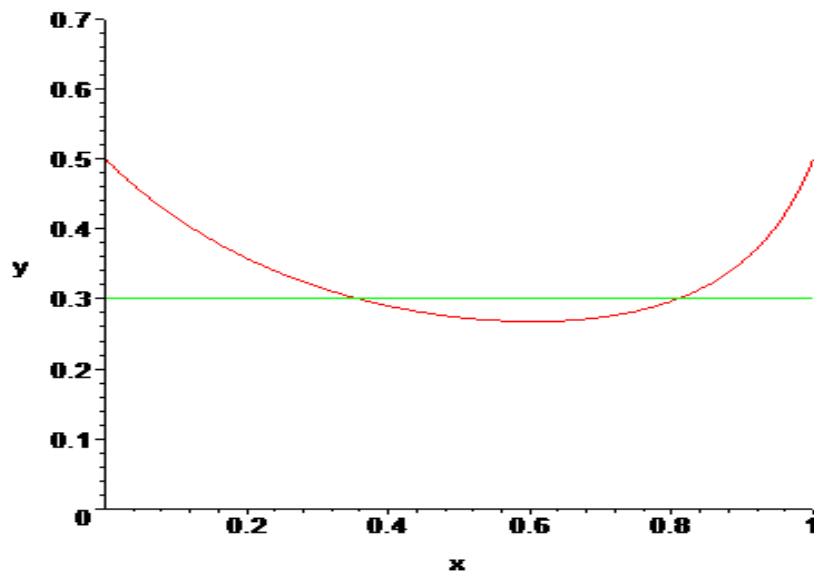
Selon la valeur du bénéfice marginal (3.66), le nombre de nouveaux agents perturbateurs entrant sur le marché va être différent. Puisque la volatilité est une fonction positive des fondamentaux mais négative de la proportion d'agents perturbateurs (lemme 3.4), il en résulte in fine plusieurs niveaux possibles de volatilité.

On peut représenter les trois catégories d'équilibre possibles selon le couple (rendement, volatilité) et ainsi retrouver les résultats de Jeanne et Rose [2002] :

Niveau faible de variance fondamentale : lorsque le niveau de variance fondamentale est faible, les *noise traders* n'entrent pas sur le marché. Analytiquement, le numérateur de (3.66) est proche de 0. En supposant que le coût est non nul, aucun *noise trader* ne sera incité à rentrer sur le marché.

Niveau modéré de variance fondamentale : lorsque le niveau de volatilité liée aux fondamentaux est modérément élevé, il existe plusieurs équilibres possibles. Nous représentons les différents équilibres de bénéfice (et donc de volatilité) en fonction de la proportion de *noise traders* déjà présents sur le marché sur le graphique 3.6. La valeur des coûts de transaction est fixée artificiellement $(0,3)^{127}$ et à l'identique pour tous les agents. Les valeurs simulées sont identiques aux représentations précédentes avec $\text{var}(m+\varepsilon)=1$.

Graphique 3.6 Bénéfice marginal sans taxation des opérations de change



Lecture : x désigne la proportion de *noise traders*, y le montant du bénéfice net marginal

Niveau élevé de variance fondamentale : la volatilité fondamentale est tellement élevée qu'elle implique une forte prime de risque et donc une proportion élevée de *noise traders* qui entrent sur le marché. La volatilité excessive et *in fine* la volatilité totale atteignent par conséquent des niveaux élevés.

Bénéfice marginal et volatilité avec taxation des transactions de change

¹²⁷ Les coûts sont donc constants. C'est une hypothèse simplificatrice par rapport à la réalité où les coûts de chaque agent sont différents.

On effectue le même raisonnement mais cette fois-ci lorsqu'une taxe de type Tobin est introduite.

Pour analyser la dernière situation, nous allons recalculer puis présenter à nouveau le bénéfice marginal, avec taxe Tobin, d'entrée des *noise traders*, mais cette fois en introduisant une taxe sur les transactions de change. Celui-ci est obtenu en remplaçant les expressions de volatilité totale (3.38) et de prime de risque (3.54) dans (3.56) :

$$GNB^{\tau} = \frac{(K - 2K\tau X + \tau^2 X^2) \left((1+\alpha)^2 - \alpha^2 \left[\lambda \frac{n^2}{N_I^2} - \frac{\tau^2 (N_I + n)}{n^2} + \frac{\tau^4 (N_I + n)^2 - N_I^2}{N_I^2} \right] \right)}{2aVar(m + \varepsilon)(1 - \tau^2)} \quad (3.67)$$

$$\text{avec } K = \left[\frac{aVar(m + \varepsilon)(1 - \tau^2) \bar{B}^{\tau}}{(1+\alpha)^2 - \alpha^2 \left[\lambda \frac{n^2}{N_I^2} - \frac{\tau^2 (N_I + n)}{n^2} + \frac{\tau^4 (N_I + n)^2 - N_I^2}{N_I^2} \right]} + \tau X \right] / (N_I + n)$$

A partir de (3.67), on peut simuler les différents équilibres de bénéfice marginal obtenus, et par conséquent les niveaux de volatilité.

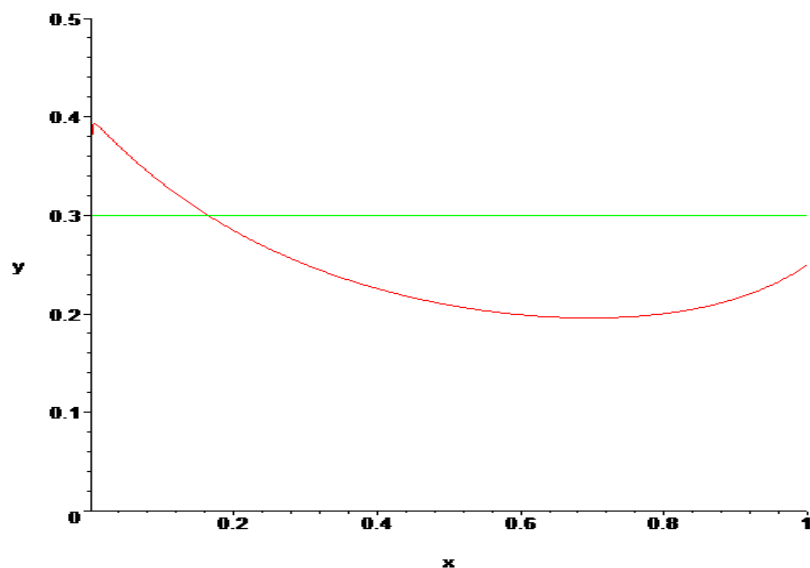
Niveau faible de variance fondamentale : lorsque le niveau de variance fondamentale est faible, les *noise traders* n'entrent pas sur le marché. On retrouve la même situation qu'en économie sans taxation. Analytiquement, l'expression (3.67) est proche de 0. En supposant que le coût est non nul, aucun *noise trader* ne sera incité à rentrer sur le marché et la volatilité totale est toujours faible.

La question centrale de notre analyse est d'identifier les changements éventuels qui peuvent survenir dans les deux derniers scénarios lorsque les niveaux de variance fondamentale sont moyennement élevés et très élevés.

Il est possible de représenter graphiquement la fonction (3.67) en fonction de n pour des niveaux de volatilité intermédiaire. Nous présentons ci-après trois graphiques où l'expression (3.67) est simulée. Le graphique 3.7 est obtenu pour un niveau de taxation faible (0,1%). La même simulation est rééditée pour des niveaux de taxation

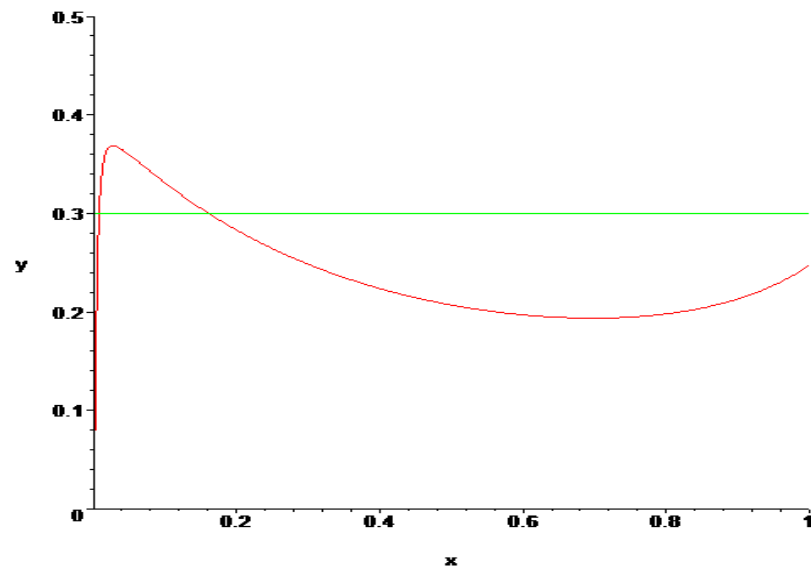
supérieurs. Le graphique 3.8 donne le bénéfice obtenu pour une taxe de 1% et le graphique 3.9 pour une taxe (élevée) de 10%.

Graphique 3.7 Bénéfice marginal avec taxation des transactions de changes (0,1%)



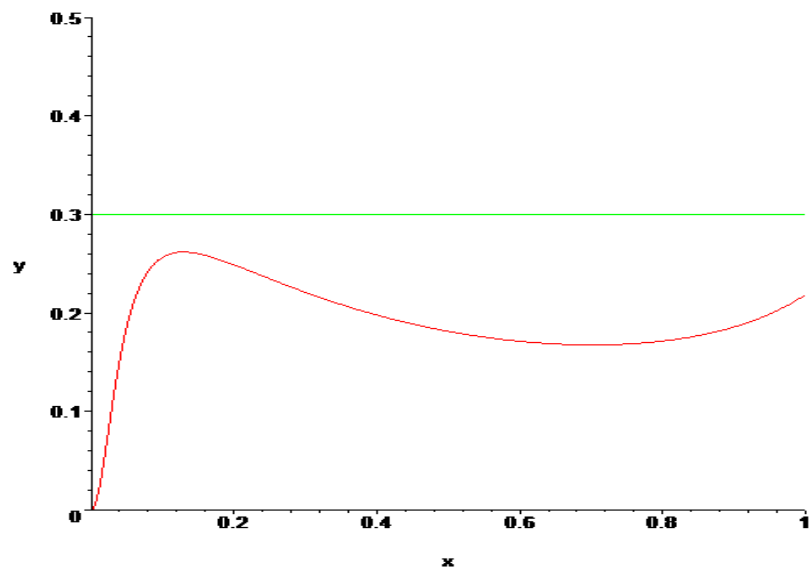
Lecture : x désigne la proportion de *noise traders*, y le montant du bénéfice net marginal

Graphique 3.8 Bénéfice marginal avec taxation des transactions de changes (1%)



Lecture : x désigne la proportion de *noise traders*, y le montant du bénéfice net marginal

Graphique 3.9 Bénéfice marginal avec taxation des transactions de changes (10%)



Lecture : x désigne la proportion de *noise traders*, y le montant du bénéfice net marginal

Il ressort de ces représentations que le niveau du taux de taxation influe sur les équilibres obtenus. D'après le graphique 3.8, pour un taux modérément élevée (1%), la

trajectoire suivie par le bénéfice marginal est assez proche de celle illustrée sur le graphique 3.7 pour un taux faible. Seule la première branche de la courbe, c'est-à-dire celle qui concerne des proportions faibles de noise traders déjà sur le marché (entre 0 et 0,2) se trouve au dessus de la droite de coût. En revanche, pour un taux de taxation très élevé (10%), aucun agent perturbateur n'est incité à entrer sur le marché des changes (graphique 3.9), puisque la fonction de bénéfice est toujours en dessous de la droite de coût.

Il apparaît également que le maximum de chaque courbe se déplace vers la droite. Cela traduit le fait que lorsque le taux de taxation s'accroît, il faut davantage de *noise traders* déjà présents sur le marché pour atteindre le bénéfice maximal.

3.4.2.2 Taux optimal et volatilité

Il est possible de compléter l'analyse graphique précédente en montrant analytiquement que le bénéfice marginal décroît avec le taux de taxation et qu'il existe un taux optimal pour lequel le bénéfice marginal est toujours inférieur au coût d'entrée. Dans ce cas, la volatilité dite excessive est nulle. La volatilité totale est imputable uniquement à la variance des variables fondamentales.

Proposition 3.4 *Il existe un taux optimal τ^* , faible, pour lequel le niveau de bénéfice marginal, GNB^τ , se situe toujours en dessous du coût d'entrée ci. Dans ce cas, aucun nouveau noise trader rationnel n'entre sur le marché des changes, ce qui assure que la volatilité totale dépend uniquement de la volatilité des fondamentaux.*

Démonstration :

Soit la fonction de bénéfice marginal 3.67. Nous la notons f .

Il est possible d'approximer cette fonction f par un polynôme au voisinage de valeurs faibles de τ par un développement de Taylor d'ordre 2. On postule donc que le taux est de très faible ampleur.

Il vient :

$$\left(\frac{aVar(m+\varepsilon)\bar{B}^2}{2\left((1+\alpha^2)-\alpha^2\left(\frac{\lambda n^2}{N^2}-1\right)\right)(N+n)^2} + \left(\frac{2aVar(m+\varepsilon)\bar{B}^r X}{\left((1+\alpha^2)-\alpha^2\left(\frac{\lambda n^2}{N^2}-1\right)\right)(N+n)^2} - \frac{2aVar(m+\varepsilon)\bar{B}^r X}{\left((1+\alpha^2)-\alpha^2\left(\frac{\lambda n^2}{N^2}-1\right)\right)(N+n)} \right) \left((1+\alpha^2)-\alpha^2\left(\frac{\lambda n^2}{N^2}-1\right) \right) \tau \right) / 2aVar(m+\varepsilon) \quad (3.68)$$

Dérivons cette dernière par rapport à τ :

$$\left(\left(\frac{2aVar(m+\varepsilon)\bar{B}^r X}{\left((1+\alpha^2)-\alpha^2\left(\frac{\lambda n^2}{N^2}-1\right)\right)(N+n)^2} - \frac{2aVar(m+\varepsilon)\bar{B}^r X}{\left((1+\alpha^2)-\alpha^2\left(\frac{\lambda n^2}{N^2}-1\right)\right)(N+n)} \right) \left((1+\alpha^2)-\alpha^2\left(\frac{\lambda n^2}{N^2}-1\right) \right) \right) / 2aVar(m+\varepsilon) \quad (3.69)$$

Le dénominateur de cette dernière expression est toujours positif. Le terme de gauche du numérateur est toujours négatif car $(N+n)^2 > (N+n)$. Le terme de droite du numérateur est positif si $(1+\alpha^2) > \alpha^2\left(\frac{\lambda n^2}{N^2}-1\right)$.

En postulant cette dernière condition satisfaite, la dérivée est donc négative. La fonction de bénéfice est donc décroissant avec la taxe pour des taux de taxation faibles.

Il est à présent possible de calculer le taux de taxation optimal à partir duquel le bénéfice marginal est toujours inférieur au coût d'entrée. Si $ci=k$ est le coût d'entrée, on a :

$$\left(\frac{aVar(m+\varepsilon)\bar{B}^2}{2\left((1+\alpha^2)-\alpha^2\left(\frac{\lambda n^2}{N^2}-1\right)\right)(N+n)^2} + \left(\frac{2aVar(m+\varepsilon)\bar{B}^r X}{\left((1+\alpha^2)-\alpha^2\left(\frac{\lambda n^2}{N^2}-1\right)\right)(N+n)^2} - \frac{2aVar(m+\varepsilon)\bar{B}^r X}{\left((1+\alpha^2)-\alpha^2\left(\frac{\lambda n^2}{N^2}-1\right)\right)(N+n)} \right) \left((1+\alpha^2)-\alpha^2\left(\frac{\lambda n^2}{N^2}-1\right) \right) \tau \right) / 2aVar(m+\varepsilon) - k < 0 \quad (3.70)$$

En exprimant (3.70) par rapport à τ , on obtient l'expression du taux optimal suivante :

$$\tau^* = \frac{(-4kN^4 - 8knN^3)\left(\frac{1}{2} + \alpha + \alpha^2\right) + [(n^2k)((2\lambda - 4)\alpha^2 - 4\alpha - 2) + aVar(m+\varepsilon)\bar{B}^2]N^2 + 2k\alpha^2\lambda(2Nn^3 + n^4)}{\left(4\bar{B}(N+n-1)\left(\left(\frac{1}{2} + \alpha + \alpha^2\right)N^2 - \frac{\lambda\alpha^2 n^2}{2}\right)X\right)} \quad (3.71)$$

(3.71) est donc le taux à partir duquel la taxe empêche tout *noise trader* d'entrer sur le marché. Son traitement analytique s'avère cependant complexe.

Dans une situation extrême où il n'y a aucun agent informé sur le marché ($N=0$), on peut montrer que le taux devient :

$$\tau^* = \frac{-kn^2}{B(n-1)X}$$

Dans ce cas, étant donné $0 < n < 1$, le taux optimal est une fonction croissante avec le coût d'entrée (k), l'offre de devises (B), le montant taxable (X), et le nombre de *noise traders* (n). Autrement dit, plus le coût, le montant de l'échange et la proportion d'agents perturbateurs déjà sur le marché sont élevés et plus le taux de taxation optimal doit lui-même être élevé. Par ailleurs, on peut vérifier que le taux optimal est toujours positif si $0 < n < 1$, qui est une hypothèse satisfaite au regard de nos hypothèses de départ.

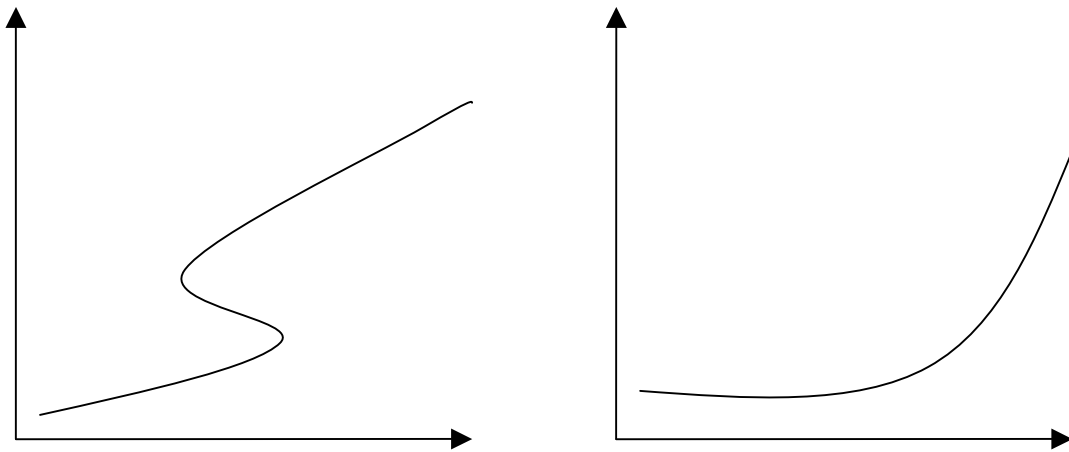
Ce cas extrême, bien qu'analytiquement simple, n'est pas très réaliste parce que, s'il conduit à la disparition de la volatilité excessive, il conduit aussi à celle du marché des changes.

En résumé, il existe un taux de taxation optimal et faible pour lequel le nombre de *noise traders* entrant sur le marché est toujours nul.

Puisque la volatilité excessive est une fonction du nombre *noise traders*, elle est toujours faible ou nulle. La volatilité totale dépend par conséquent uniquement de la volatilité liée aux fondamentaux.

On peut alors résumer l'impact d'une taxe de type Tobin sur la volatilité totale des taux de change, lorsque le taux optimal est postulé, par le biais du graphique 3.10 :

Graphique 3.10 Volatilité totale avant puis après taxation des transactions de changes



Lecture : la volatilité totale des taux de change (en ordonnées) est exprimée en fonction du niveau de variance fondamentale (en abscisses)

Comme le montre le graphique 3.10, la taxation des transactions de changes permet de passer d'une situation où des équilibres multiples apparaissent pour des niveaux intermédiaires de volatilité fondamentale, à une situation où il n'existe plus que deux équilibres en coin. Si la volatilité liée aux fondamentaux est faible ou modérément élevée, alors la volatilité totale est toujours faible. En revanche, lorsque la volatilité fondamentale est élevée, la volatilité totale demeure importante.

3.5 Discussion : l'existence d'un effet compensatoire sur la volatilité ?

La taxe Tobin, en restreignant l'accès au marché des *noise traders*, qu'ils soient spéculateurs ou non, court termistes ou non, altère donc la structure du marché en réduisant *in fine* la volatilité.

Il nous faut néanmoins prendre en compte l'existence d'un effet potentiellement « *compensatoire* » (Mende et Menkoff [2003]) dont les conséquences pourraient amener la volatilité à retrouver un niveau identique, voire supérieur, à son niveau avant taxe. Cet effet est lié à l'existence, controversée, d'un lien entre le volume, la liquidité et la volatilité du marché des changes. La diminution du volume de transactions serait

susceptible d'entraîner une réduction de la liquidité. Or, des marchés peu liquides, c'est-à-dire où il est plus difficile et moins rapide d'effectuer des transactions, tendent à être plus volatiles. Il y a donc une relation négative entre le volume et la volatilité. Pour Jean Pierre Landeau [2006]¹²⁸, sous-gouverneur de la Banque de France : *« il n'est pas certain que la volatilité soit moindre sur des marchés plus étroits. Prenons l'exemple d'une mare dans laquelle on jette une pierre, ce qui est l'équivalent d'un choc sur un marché financier. Si la mare est très grande, de la taille d'un lac, on obtient très peu de remous. Si on réduit la taille de la mare, la même pierre provoquera de très grosses vagues »*.

D'autres auteurs, comme Kupiec [1996], Stotsky [1996] ou Song et Zhang [2005], sont également sceptiques quant à l'incidence d'une taxe de type Tobin sur la volatilité et invoquent l'impact potentiellement négatif d'une telle mesure sur la liquidité. En bref, on reproche à la taxe d'agir plus sur les conséquences (le volume) que sur les symptômes (la structure potentiellement inefficace du marché).

Ces arguments sont vivement contestés par Patomaki [2001] et Jetin [2002, 2005] qui dénoncent l'hypertrophie des marchés financiers, source d'une instabilité financière grandissante. Ils rejettent le lien entre liquidité et stabilité des marchés financiers et dénoncent ainsi un certain « fétichisme de la liquidité ». Pour ces auteurs, la preuve que les marchés sont excessivement liquides est apportée par la multiplicité des crises financières depuis trente ans. Les travaux de Dehove [2003] et de Boyer et *al.* [2004] montrent que la fréquence des crises est nettement supérieure dans l'après Bretton Woods à ce qu'elle fut en moyenne postérieurement à l'instauration de l'étalon-or. De surcroît, ce n'est pas tant l'accélération de la fréquence des crises que leur nature qui est en cause. Celles-ci sont en effet, sur la période 1973-1997, plus profondes (pertes cumulées en PIB) et plus longues¹²⁹.

De façon plus nuancée, Ehrenstein et *al.* [2005], Westerhoff et Dieci [2006] et Bianconi et *al.* montrent qu'une taxe de type Keynes-Tobin est susceptible de réduire la

¹²⁸ Voir Taxe Tobin-II ... ou à oublier, *Courrier de la Planète*, disponible à l'adresse suivante : <http://www.courrierdelaplanete.org/52/article3.php>.

¹²⁹ Voir aussi Bordo et *al.* [2001].

volatilité, mais qu'il convient de prendre en considération l'effet « compensatoire » de la réduction de la liquidité sur la volatilité.

La tout première analyse expérimentale en matière de taxe Tobin, menée par Kaiser et *al.* [2006], montre que la volatilité diminue sans perte d'efficience si le taux est faible. Il en est de même pour Haberer [2004] pour qui la relation entre la liquidité et la volatilité est double. La première est en fait une fonction du volume et de la fréquence des transactions. Lorsque les marchés sont efficients, la volatilité est effectivement décroissante avec la liquidité. En revanche, lorsqu'il existe des bruiteurs sur le marché, une efficience forte et une volatilité forte peuvent coexister. La liquidité influence par conséquent positivement la volatilité des taux de change. Leur relation est donc non linéaire et est la somme de deux effets : le manque de liquidité accroît la volatilité et à un haut niveau de volume de transactions ; les bruits dûs à la spéculation, créent de l'instabilité dans les mouvements de change. Il existe donc un degré de liquidité optimal susceptible d'abaisser la volatilité des cours de change.

Selon l'auteur, la taxe permet d'atteindre un niveau de volatilité plus faible lorsque les marchés ont un volume important, que le taux de taxation est faible et que le niveau d'activité spéculative est significatif. Dans ce cas, l'effet-structure, c'est-à-dire l'amélioration de la microstructure du marché à niveau donné de liquidité (et qui réduit donc la volatilité) l'emporte sur l'effet-volume, c'est-à-dire la réduction du volume et de la volatilité induite par la taxe. Cette condition n'est pas respectée, lorsque les marchés ont un volume et une volatilité faible tout comme lorsque les taux de taxation sont trop élevés et rendent le marché illiquide.

Dans la lignée des analyses de Haberer [2004] et Kaiser et *al.* [2006], nos résultats, tout en prenant en compte l'hypothèse d'un effet *feedback* de la liquidité sur la volatilité, restent valides. Il en est ainsi parce que nous avons en effet toujours respecté la condition de faible taux de taxation. Cela montre que la taxation des transactions de change est susceptible de réduire la volatilité des taux de change, quoique sa capacité à discriminer *les noise traders* des agents stabilisateurs soit incertaine.

Conclusion

L'objectif de ce chapitre était d'analyser le lien entre la taxation des transactions de change et la volatilité. Lorsqu'on raisonne dans le cadre d'un modèle à agents hétérogènes, avec *noise traders*, et que l'aversion à l'égard du risque est prise en compte, il est possible de vérifier certains faits stylisés comme l'influence d'un effet de masse chez les *noise traders*. Ce dernier conduit à l'émergence d'équilibres de volatilité multiples, lorsque la volatilité des fondamentaux se situe à un niveau intermédiaire.

L'introduction d'une taxe de type Tobin réduit non seulement la demande de devises des spéculateurs et/ou des agents nuisibles, mais aussi celle de tous les autres opérateurs. Plus spécifiquement, elle permet de réduire le bénéfice que les *noise traders* peuvent retirer de leur entrée sur le marché, ce qui tend à réduire leur influence. On est parvenu au résultat qu'il existe un taux optimal, faible, pour lequel la volatilité liée à l'activité des *noise traders* est toujours nulle.

In fine, pour des niveaux faibles ou modérés de volatilité fondamentale, la taxation des transactions de change permet d'atteindre des équilibres de volatilité totale bas. La volatilité totale ne dépend plus que de celle des fondamentaux.

Pour que cette réduction de la volatilité ne soit pas transitoire, il faut cependant qu'il n'y ait pas un effet « compensatoire » imputable à la réduction de la liquidité du marché. A l'instar de Ehrenstein et *al.* [2005] et de Westerhoff et Dieci [2006], nous prenons en compte cet effet potentiel. De plus, à la suite des travaux de Haberer [2004] et de Kaiser et *al.* [2006], nous retenons un taux faible qui assure, lorsque le marché est suffisamment liquide, que la réduction de la volatilité est durable.

A l'aune de ces conclusions, deux extensions nous semblent nécessaires. Une première consiste à améliorer les fondements microstructurels du modèle au fil des avancées de la théorie de la microstructure, en plein développement, afin de disposer d'une meilleure compréhension de la réalité du marché des changes. Une seconde consiste à estimer empiriquement la pertinence des effets théoriquement discutés. D'une façon générale, ce type de travaux empiriques est rare et ne concerne de surcroît que rarement la taxation des transactions de changes *stricto sensu* mais plutôt les *securities tax*, c'est-à-dire des taxes sur les actions et les obligations (Umlauf [1993], Hakkio [1994], Jones et Seguin [1997], Hau [2006]). Seuls Aliber et *al.* [2003] et Lanne et

Vesala [2006] ont testé l'effet d'une hausse des coûts de transaction¹³⁰ sur la volatilité du marché des changes proprement dite. Bien que les résultats de Aliber et *al.* [2003] soient contrastés, ces études identifient un lien positif, tout du moins pour le Yen/Dollar. Elles présentent cependant des limites importantes : d'une part, Aliber et *al.* [2003] utilisent des futures sur devises, dont le volume et la liquidité sont très inférieurs au *Forex*¹³¹ et d'autre part, un biais d'endogénéité liés aux variations de la volatilité fondamentale n'est pas exclure.

Etant donné les difficultés méthodologiques inhérentes à l'estimation empirique du lien entre taxation des opérations de change et volatilité, il nous semble nécessaire d'évaluer préalablement la sensibilité des opérateurs à l'augmentation des coûts de transactions induise par une taxe de type Tobin. Cela permettra d'avoir une idée de la taille du marché après introduction d'une telle taxe. C'est l'objet du chapitre suivant.

¹³⁰ Nous discuterons cette hypothèse dans l'analyse empirique menée au chapitre suivant.

¹³¹ Voir Galati [2000], BRI [2004] et la section 4.2 du chapitre suivant.

CHAPITRE 4

Elasticité des transactions de change à la taxation : une estimation économétrique

« Il n'existe pas d'estimation statistique de l'élasticité des volumes de transactions à la taxe disponible » (Suvanto, 2001, p.68)

« Il est difficile d'avoir une réponse définitive quant au volume des coefficients d'élasticité » (Conseil Supérieur des Finances Belge, 2001, p. 49)

« Il n'y a aucune preuve empirique pour le marché des changes » (Jetin et Denys, 2005, p.134)

La taxation des transactions des changes vise une pluralité d'objectifs : effacer la spéculation et/ou les opérations déstabilisantes, réduire la volatilité des taux de change, et générer des revenus. Du chapitre précédent, il ressort que la capacité de la taxe à réduire le volume de transactions de change et *in fine* à stabiliser les taux de change est fonction de la sensibilité des agents à cette mesure. Pour évaluer la capacité de la taxe à produire des revenus, il est nécessaire de quantifier la réduction de la base taxable. On peut en effet attendre de la taxe qu'elle réduise le volume de transactions. De combien exactement ?

Répondre à cette question implique d'évaluer ce que l'on appellera désormais l'élasticité des transactions de change à la taxe. Plusieurs auteurs, préoccupés par l'estimation des recettes potentielles d'une taxe de type Tobin, ont tenté, à des degrés divers, de chiffrer cette élasticité : renvoyons notamment à D'Orville et Najman [1995], et Frankel [1996]¹³². Cependant, au mieux de notre connaissance, ces auteurs procèdent par raisonnement « logique », voir mécanique, et non par estimation économétrique. Leurs calculs, fondées sur des hypothèses *ad hoc* sont loin d'être justifiés. Ainsi, D'Orville et Najman [1995] émettent l'hypothèse d'une contraction du volume de marché de 20%, tout en gardant la base taxable à 80% de son niveau avant taxe. Frankel [1996] reprend cette hypothèse et explicite pour la première fois le concept d'élasticité. En effet, l'hypothèse précédente est peu pertinente, car invariante par rapport au niveau des coûts avant taxe. Il est en effet difficilement concevable que la réduction soit de 20% quel que soit le niveau des coûts de transaction avant taxe. Si la taxe se montait à dix points de base, il s'en suivrait un doublement des coûts de transaction de change ; dès lors si l'on suppose qu'une taxe Tobin réduit de 20% le total de la masse taxable, l'élasticité en question est égale à $\ln(1 - 0,2)/\ln(2)$, soit -0,32.

On voit immédiatement quelles sont les limites de ce raisonnement : d'une part, l'hypothèse d'une réduction de 20% du montant des opérations de change est d'autant plus arbitraire, que cette réduction est constante, quel que soit le taux de la taxe ; d'autre part, la fixation du taux de taxation à dix points de base est tout aussi arbitraire, mais

¹³² Il existe ponctuellement d'autres estimations arbitraires. Selon Jegourel [2000], « une réduction de 50% du marché des changes n'est pas à exclure ». Spahn [2002] estime quant à lui la contraction du marché à 77% à partir du modèle de Felix et Sau (voir annexe 5.1), mais pense qu'elle serait plus faible dans la réalité.

affecte évidemment le calcul lui-même (si le taux est égal à 0,2%, alors l'élasticité passerait à -0,203). De plus, la démarche tient pour acquis ce qu'il s'agit précisément d'évaluer : la sensibilité des transactions à la taxation.

Par comparaison, on tentera dans ce chapitre de réaliser une estimation économétrique directe de l'élasticité des transactions de change à la taxe sans recourir à aucune hypothèse sur la réduction du volume des transactions ou sur le taux appliqué. Toutefois, à l'instar de Frankel [1996] ou plus récemment Mende et Menkoff [2003], on retiendra l'idée qu'une taxe de type Tobin s'apparente à une hausse du coût d'une opération de change, ce dernier étant mesuré par l'écart (ou le différentiel) entre le cours vendeur et le cours acheteur d'une devise, ce que l'on nomme le *spread*. Sur un plan empirique, on doit noter que les praticiens du marché des devises, les cambistes, considèrent eux aussi le *spread* comme le principal indicateur du coût d'une transaction de change¹³³.

Dans la première section, on présente de manière aussi peu technique que possible la méthodologie qui a été suivie pour estimer l'élasticité du change à la taxation. La section 4.2 donne les principales caractéristiques de la base de données utilisée pour cette étude et les transformations qu'il a fallu apporter aux séries qui la composent. La section 4.3 conduit un ensemble de tests de racine unité à la fois sur les séries de panel et sur les séries chronologiques individuelles. La section 4.5 teste l'existence d'une relation de coïntégration entre le volume des transactions de change et deux autres variables explicatives, dont l'écart de change – le *spread*. La dernière section fournit plusieurs estimations de l'élasticité cherchée en se basant sur l'estimation de la relation de coïntégration dégagée dans la précédente section.

¹³³ Pour une analyse approfondie du spread et des coûts de transaction sur le marché des changes, il convient de se référer à Glassman [1987], Easley et O'Hara [1992], Bessembinder [1994] et Hartmann [1998]. Nous en discutons également dans le chapitre 5 (sous-section 5.2.1).

4.1 La démarche économétrique

L'objet de cet article est de donner une estimation de l'élasticité des transactions de change à la taxe, vient-on de dire. Le mieux est de partir de l'exemple de séries chronologiques coïntégrées. D'une manière générale, la coïntégration véhicule l'idée que si deux variables – on peut évidemment en considérer davantage – sont individuellement intégrées d'ordre un, alors il peut exister une combinaison de ces variables qui soit stationnaire. Le vecteur des coefficients qui rend cette combinaison stationnaire est qualifié de vecteur de coïntégration (voir Engle et Granger [1987]).

De la sorte, si l'on désigne par v le volume des opérations de change mesuré dans une monnaie déterminée, par s le *spread* et par $\kappa_{v,t}$ l'élasticité du volume des transactions par rapport à la taxation, alors l'objectif est d'estimer économétriquement la relation :

$$\ln(v) = \text{constante} + \kappa_{v,t} \ln(s) + \beta \ln(\text{autres variables}) + \text{aléa}. \quad (4.1)$$

Quelques précisions sur la procédure d'estimation sont maintenant bienvenues. Les économètres qui ont travaillé sur les taux des changes ont généralement reconnu – voir en particulier les articles pionniers de Baillie et Bollerslev [1989] et de Diebold et Nerlove [1989] – que les séries des cours du change étaient intégrées d'ordre un, donc non stationnaires, c'est-à-dire qu'elles se comportaient comme une marche aléatoire ou encore qu'elles incorporent un trend stochastique. On sait depuis longtemps, au moins depuis Yule [1926], que les techniques d'analyse de régression conduisent à des résultats erronés lorsque les variables concernées sont non stationnaires : c'est le phénomène de la régression fallacieuse (« spurious regression »). Mais on sait aussi, toutefois depuis moins longtemps (Granger [1983], Engle et Granger [1987]), que si deux variables – on peut évidemment en considérer davantage – sont individuellement intégrées d'ordre un¹³⁴, il peut exister une combinaison linéaire de ces variables qui soit stationnaire. La combinaison en question est dite être une relation de coïntégration entre les deux séries (ou variables). Le vecteur des coefficients qui rend cette combinaison stationnaire est qualifié pour sa part de vecteur de coïntégration. De plus, Granger [1983] et Engle et Granger [1987] ont démontré que des variables coïntégrées

¹³⁴ Une variable est intégrée d'ordre un, notée $I(1)$, si elle est stationnaire après avoir été différenciée une fois. Une variable stationnaire est dite, pour sa part, être intégrée d'ordre 0, ce qui est noté $I(0)$.

admettaient un modèle dynamique à correction d'erreur – c'est le théorème de représentation de Granger.

L'interprétation économique de ce double résultat est immédiate : la relation de coïntégration entre un ensemble de variables (à supposer qu'elle soit unique) est une relation d'équilibre de long terme, tandis que la représentation à correction d'erreur est une mesure du déséquilibre de court terme et exprime l'idée qu'une proportion du déséquilibre d'une période donnée sera corrigée lors de la période suivante.

Dès lors, ce qui importe dans cet article, c'est d'obtenir une relation de coïntégration sur le modèle (4.1) liant (notamment) le volume des transactions de change dans une monnaie déterminée et le *spread* des cours de cette même monnaie, ce qui fournira, comme sous-produit, l'élasticité des opérations de change à la taxation. De ce point de vue, l'estimation d'un éventuel modèle à correction d'erreur ne présente pas d'intérêt : en effet, répétons-le, il s'agit d'estimer une élasticité de long terme, « d'équilibre », qui prévaut lorsque tous les ajustements de court terme consécutifs à l'instauration d'une taxe de type Tobin se sont opérés.

Cependant, la procédure économétrique d'estimation de cette relation se complique du fait que l'on considère non pas une seule parité, mais trois : l'euro, la livre et le dollar canadien, chacune exprimée par rapport au dollar américain. Aussi les séries utilisées présentent-elles une double dimension : individuelle (les trois parités) et temporelle (les observations chronologiques). S'il y a complication, c'est donc parce que la relation de coïntégration cherchée doit valoir à présent pour les variables pertinentes libellées en ces trois parités, c'est-à-dire pour des séries de panels et non plus simplement chronologiques. Or, la théorie économétrique des premières est plus récente et moins achevée que celle des secondes ; elle soulève, de surcroît, de délicats problèmes d'interprétation.

Nonobstant cette complication, il doit être clair maintenant que la démarche économétrique appropriée passe par trois grandes étapes :

1. déterminer la non stationnarité (éventuelle) des séries de panel utilisées et examiner si elles sont toutes intégrées du même ordre ;
2. tester l'existence d'une relation (au moins) de coïntégration entre les variables intégrées ;

3. dans le cas où le test réalisé au point précédent permet de conclure à l'existence d'une telle relation, l'estimer économétriquement en tenant compte des caractéristiques propres aux données de panel.

4.2 Description des données

Nous considérons qu'une taxe de type Tobin est équivalente à une élévation des coûts de transaction sur le marché des changes. Déterminer ces coûts et évaluer leur lien avec les volumes de transaction est donc au cœur du problème de l'élasticité. Or, comment mesurer le prix des transactions du marché des changes et comme évaluer les volumes échangés du fait du caractère décentralisé du marché des changes ? Certaines bases ont pourtant été utilisées à cette fin : nous en dressons les avantages et inconvénients, avant d'insister sur le caractère singulier de notre base de données. Les transformations nécessaires à son traitement sont ensuite explicitées.

4.2.1 Marché des changes et données

Le marché étant totalement opaque, les banques n'étant aucunement obligées de transmettre le listing de leurs opérations journalières, il n'existe pas, a proprement parler, de base de données retraçant les différentes opérations journalières du *Forex*. Trois voies d'analyse¹³⁵ ont cependant été explorées afin de constituer des bases de données indicatives, mais également fiables.

La première consiste à utiliser des données concernant les instruments centralisés du marché des changes, par l'intermédiaire du marché des *futures*, qui s'adresse aux produits dérivés de devises. Les *futures* sont des contrats à terme qui sont par conséquent négociés sur des marchés organisés (*Chicago International Monetary Market*), dotés d'une chambre de compensation. Sur ces marchés standardisés, les ordres d'achat et de vente passent donc par cet organisme central, de façon semblable aux marchés centralisés, telles que les bourses de valeurs. Ainsi, il est aisé de récolter le détail des contrats passés au cours d'une journée, les opérations étant standardisées et

¹³⁵ Dans la terminologie de Hartmann [1998].

passées à un prix unique. C'est ce que font Aliber, Chowdhry et Yan [2003] lorsqu'ils recherchent un lien possible entre la taxe Tobin et la volatilité du marché des changes.

Comme dit brièvement dans le chapitre précédent, cette méthode comporte toutefois un principal défaut : elle représente une part infime du total des transactions (environ 22 milliards de dollars US en 2004, pour un marché de 1880 milliards de dollars par jour). Les *futures* sont moins liquides et plus volatiles que le *Forex*. Bessembinder [1994] argue que la corrélation entre les volumes des *spots* et ceux des *futures* est élevée sur le marché des actions alors qu'Hartmann [1998] montre que ce lien ne prévaut pas pour le marché des changes. Par ailleurs, Dumas ([1996] dans Hartmann [1998]) montre que le choix des contrats, provenant des marchés organisés, comme indicateur du marché total, peut entraîner des problèmes de variable omise dans les estimations.

La seconde voie d'analyse consiste à utiliser des données réelles, et donc d'une très grande fiabilité, mais dont l'échantillon est en contrepartie de petite taille. C'est le cas de certaines études travaillant sur des données issues d'une banque commerciale particulière ou de banque centrale; c'est le cas des études de la BRI depuis le début des années 1980¹³⁶, cette dernière ayant des liens privilégiés avec les banques centrales. Deux problèmes majeurs se posent cependant : certaines imprécisions peuvent apparaître concernant les données entre des pays frontaliers, particulièrement lorsqu'ils ne classent pas les volumes selon les différentes contreparties ; surtout, la fréquence des études et la taille de l'échantillon sont extrêmement faibles. Le caractère mensuel des volumes notamment ne permet pas d'analyser le comportement des cambistes et la dynamique de prix, qui sont des phénomènes plutôt intra-journaliers.

Une de ces bases s'avère cependant particulièrement intéressante, mais elle n'est accessible qu'à une minorité de spécialistes de la BRI : il s'agit de la base de la banque du Japon. Cette dernière recense le volume observé entre l'ouverture du marché et trois heures trente heures locales pour les transactions entre le dollar et le yen. La fréquence est donc très élevée et les données du marché sont tout à fait réelles et non approximées. Mais elle présente le défaut de ne recenser que les transactions des *brokers*, pour une seule et même parité. De ce fait, son pouvoir d'analyse reste fortement corrélé à la part

¹³⁶ Se référer à Galati [2000] pour l'utilisation d'une base de données issue d'une banque centrale.

de marché de ces derniers, mais aussi à celle de la parité dollar/yen dans le *turnover* total.

Une dernière voie d'analyse a été explorée et se rapproche, partiellement, de la base que nous utilisons. Elle consiste à utiliser des indicateurs des volumes par les systèmes de *dealing* interbancaire, tel que le système d'information *Reuters*. Cette base de données est connue sous le nom *Reuters ticks frequency*, et recense les cotations des banques en temps continu, vingt quatre-heures sur vingt-quatre. L'avantage évident de cette banque de données est qu'elle permet d'approcher le comportement des agents du fait de sa très haute fréquence et de sa large représentativité¹³⁷.

Toutefois, cette méthode présente un certain nombre de désavantages. En effet, si une banque change de cotation trois fois en quelques secondes, la base de données va enregistrer trois *ticks*. Cependant, cela ne signifie pas que trois transactions ont été conclues pendant ce laps de temps. Il se peut que la banque en question ait voulu affirmer sa position sur le marché, sans pour autant qu'une contrepartie accepte de traiter avec elle aux prix successivement fixés. Comme le souligne Hartmann [1998], la fréquence de cotation¹³⁸ n'est pas toujours une mesure précise de l'activité d'échange et donc du volume de transactions à certains moments. On ne sait pas notamment si les transactions réelles sont faites aux prix cotés. Lyons ([1996] dans Hartmann [1998]), argue que le contenu informationnel de ces données est élevé uniquement en périodes de très haute fréquence. Goodhart et al. [1996], en comparant les transactions réelles de *Reuters D2000-2* aux pas de cotation des pages *FXFX* de Reuters, émettent, quant à eux, des doutes sur la qualité de ce proxy. Hartmann [1998], qui utilise ce type de données sur des périodes mensuelles et les compare aux volumes de la BRI, montre néanmoins qu'il existe une forte significativité des *ticks reuters*.

Nous venons de voir que les données du marché des changes, compte tenu de la physionomie du marché, sont, d'une part, difficiles d'accès, et d'autre part, présentent un certain nombre de défauts, principalement en raison de leur caractère indicatif. Bien que les échantillons que nous venons de décrire s'avèrent toutefois statistiquement

¹³⁷ Quelques plateformes ou systèmes d'information seulement se partagent le marché et donc la majorité des banques qui influencent le marché y sont recensées.

¹³⁸ En fait, on pourrait traduire *tick* par «décalage» ou «pas de cotation».

significatifs, nous avons cherché à rassembler des données les plus proches possibles de la réalité. La base de données qui en découle est décrite dans ce qui suit.

4.2.2 La base initiale

Au départ, on dispose d'une base de données fournie par *Reuters Paris (Reuters Dealing 3000)*, l'une des plateformes les plus actives sur le marché des changes avec *EBS (Electronic Broking Services)*. Les données de notre échantillon allient deux caractéristiques intéressantes. Elles présentent d'une part une très haute fréquence (les transactions sont actualisées chaque minute), ce qui permet d'analyser le plus précisément possible le comportement des agents et, d'autre part, ce sont des données réelles et non indicatives. Cette base de données présente donc un compromis entre les échantillons de type BRI ou banque centrale du Japon – qui recensent des transactions réelles mais à faible fréquence et pour une minorité d'agents – et les données indicatives de type *ticks reuters* qui proposent des données à haute fréquence, mais qui peuvent s'avérer peu fiables.

Notre échantillon recense les volumes de transactions réels et les cotations – cours acheteur et cours vendeur – en vigueur lorsque l'opération a été traitée. Nous disposons donc des montants réels des transactions et des fourchettes de prix (ou *spreads*) qui prévalaient au moment où ces transactions étaient contractées¹³⁹.

Les données enregistrées l'ont été les 24 et 25 novembre 2004. Elles concernent trois parités monétaires différentes : euro contre dollar américain, dollar américain contre dollar canadien et livre sterling contre dollar américain.

Pour chacune de ses parités, on dispose des trois séries suivantes :

- 1) le volume cumulé toutes les quinze minutes des transactions de change, exprimé en milliards de dollars américains ;
- 2) le cours acheteur, communément appelé *bid*, enregistré toutes les minutes ;
- 3) le cours vendeur, communément appelé *ask*, enregistré toutes les minutes.

¹³⁹ Les cambistes disent qu'il n'y a « que du traité », c'est-à-dire des volumes et des *spreads* associées à une transaction qui a été réalisée.

Comme on le voit, les données sont *intra-day*. De plus, les cours acheteur et vendeur (*bid* et *ask*) sont établis toutes les minutes, alors que les volumes de change le sont eux toutes les quinze minutes.

4.2.3 Modifications de la base de données

Les séries de départ ont nécessité de nombreuses modifications avant de pouvoir être traitées économétriquement.

En premier lieu, on a dû coter toutes les monnaies au certain par rapport au dollar, c'est-à-dire que l'on a considéré le dollar des Etats-Unis comme la monnaie étrangère. Pour ce faire, on a utilisé la transformation suivante :

$$bid\ au\ certain = \frac{1}{ask\ à\ l'incertain} \quad et \quad ask\ au\ certain = \frac{1}{bid\ à\ l'incertain} .$$

Une telle approche est cohérente avec le fait que les volumes sont libellés en dollars.

En second lieu, deux nouvelles variables ont été construites et ajoutées à la base. La première est une variable indiquant les volumes échangés chaque minute; on la notera *Vol*. Elle s'obtient, pour tous t et t' tels que $t=1, 16, \dots, 1471$ et $t'=t+15$, en prenant les différences quinzinièmes

$$\Delta^{15}Vol_{t'} = Vol_{t+15} - Vol_t = Vol_{t'} - Vol_t$$

et en supposant que ces volumes restent alors constants pendant les quatorze minutes suivantes. (Cette procédure comporte cependant une exception dans la mesure où le dernier sous-ensemble de volumes cumulés ne comporte que neuf observations.) La seconde, le *spread*, mesure l'écart entre les cours vendeur et acheteur : pour la construire, il suffit de calculer la différence, en chaque minute, entre le cours vendeur et le cours acheteur d'une monnaie ; on répète évidemment le calcul pour les quatre parités considérées.

4.2.4 Les séries retenues

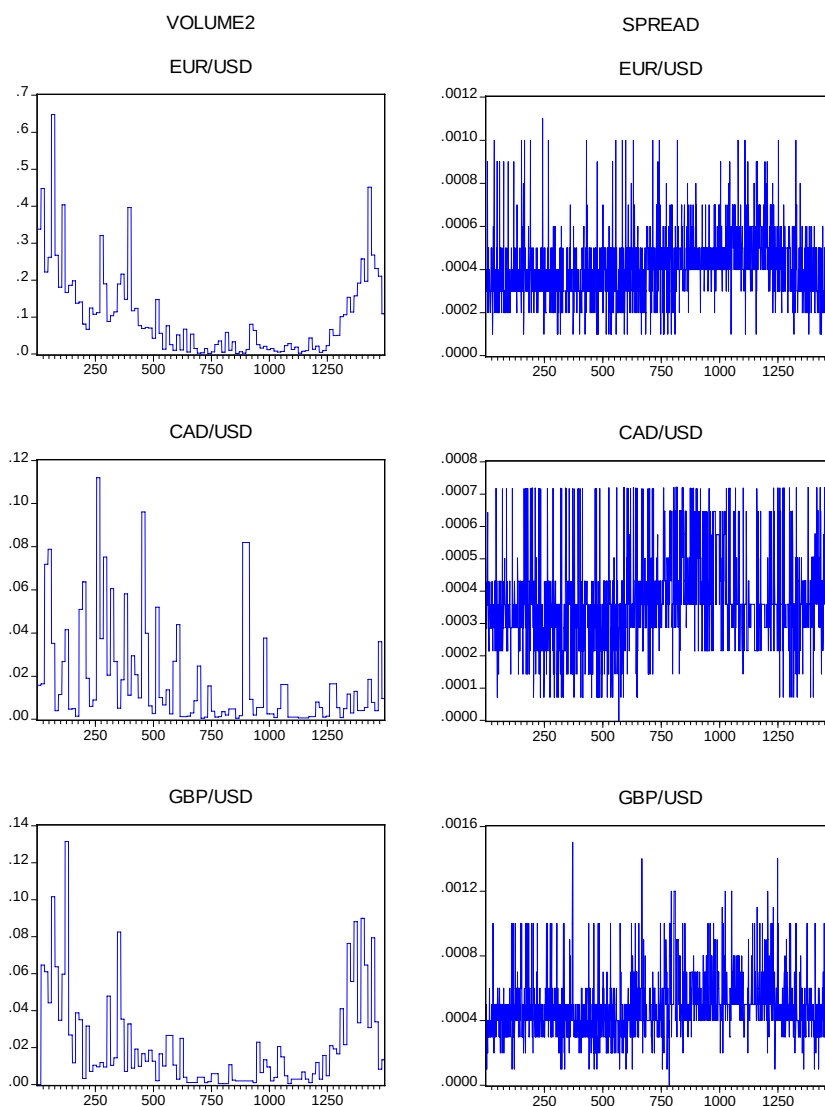
Après avoir effectué les transformations qui viennent d'être décrites, la base de données se compose, pour chaque parité, des cinq séries suivantes :

- 1) le volume des transactions de change cumulées (*volume*) ;

- 2) le volume des transactions de change par minute, donc « décumulées » (*Vol* ou *volume2*) ;
- 3) le cours acheteur au certain (*bid*) ;
- 4) le cours vendeur au certain (*ask*) ;
- 5) l'écart entre cours acheteur et cours vendeur (*spread*).

Voici, à titre d'illustration, un ensemble de graphiques relatifs aux deux principales variables, à savoir le volume des transactions (*volume2*) et l'indicateur du coût de transaction (*spread*)¹⁴⁰ :

Graphique 4.1 Volumes de transactions et variation des *spreads* dans l'échantillon



¹⁴⁰ On présente en annexe 4.1 quelques statistiques descriptives du *spread*.

Comme on peut s'en rendre compte, les différentes séries, si elles semblent incorporer un trend peu marqué, exhibent par contre une variance assez erratique et contiennent apparemment de l'autocorrélation. *A priori*, elles sont donc non stationnaires, ce que l'analyse qui suit va confirmer.

4.3 Stationnarité versus non stationnarité

On commencera par fournir quelques précisions sur les tests de racine unité en panels avant de produire les principaux résultats.

4.3.1 Tests de racine unité en panels

En fait, les tests de stationnarité de séries longitudinales sont le décalque de ceux qui ont été mis au point pour l'étude des séries chronologiques, à savoir les tests de Dickey-Fuller augmenté (DFA), de Phillips-Perron (PP), d'Elliott-Rothemberg-Stock (ERS) et de Kwiatkovsky-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), si on se limite aux plus connus d'entre eux¹⁴¹. C'est pourquoi il est approprié de dire préalablement quelques mots sur ces derniers.

Considérons le processus stationnaire $y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + ct + \varepsilon_t$, avec $-1 < \rho < 1$, ct un trend linéaire déterministe et ε_t un bruit blanc de moyenne nulle et de variance constante. En soustrayant y_{t-1} de chacun des deux membres de l'équation précédente et en prenant alors les différences premières, on obtient

$$\Delta y_t = a + (\rho - 1)y_{t-1} + (\rho - 1)\gamma t + \sum_{j=1}^p \theta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (4.2)$$

où $\gamma = c/(\rho - 1)$. Une manière simple de vérifier l'existence d'une racine unité dans (4.2) est de tester l'hypothèse nulle $\rho = 1$ en opérant la régression de Δy_t sur y_{t-1} et de réaliser ensuite un t -test unilatéral sur le coefficient de régression divisé par son écart-type. C'est ainsi que procède le test le plus ancien et le plus utilisé (le Dickey-Fuller

¹⁴¹ Pour une introduction, et un panorama de ces différents tests, on renvoie à Phillips et Xiao [1998] ou à Salanié [1999].

augmenté) si ce n'est qu'est incorporé à l'équation (4.2) un ensemble de valeurs décalées (en nombre p) de Δy_t de manière à éliminer une éventuelle autocorrélation des résidus. On a donc la régression :

$$\Delta y_t = \alpha + (\rho - 1)y_{t-1} + (\rho - 1)\gamma t + \sum_{j=1}^p \theta_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4.3)$$

Sous $H_0 : \rho = 1$ la statistique t suit une loi non standard, compliquée qui, pour cette raison, doit être tabulée par simulation.

Une généralisation évidente de la régression de Dickey-Fuller aux données de panel est fournie par

$$\Delta y_{it} = a_i + (\rho_i - 1)y_{i,t-1} + (\rho_i - 1)\gamma t + \sum_{j=1}^{p_i} \theta_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T,$$

ce qui peut encore s'écrire

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{i,t-1} + c_i t + \sum_{j=1}^{p_i} \theta_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (4.4)$$

Levin et Lin [1993]¹⁴² ont considéré, parmi d'autres formulations, plus simples, ce type de modèle (tout en y ajoutant un effet fixe temporel) et construit un test de racine unité en supposant l'absence d'hétérogénéité des paramètres b_i ($b_i = b, \forall i$). Dès lors, les hypothèses nulle et alternative sont :

$$\begin{aligned} H_0 : b_1 = b_2 = \dots = b_N = b = 0 \\ H_1 : b_1 = b_2 = \dots = b_N = b < 0. \end{aligned}$$

Trois précisions additionnelles méritent d'être ajoutées :

1. en ce qui concerne le modèle (4.4), particulièrement complexe, les auteurs aboutissent, en utilisant deux régressions auxiliaires, à une statistique t_b^* qui sous l'hypothèse nulle, converge asymptotiquement vers une loi normale centrée réduite :

$$t_b^* \xrightarrow{\ell} N(0,1).$$

¹⁴² Voir Levin et al. [2002]. Bien que publiés dans le *Journal of Econometrics* en 2002, ces travaux datent en réalité de 1992 et 1993 et ont été initiés par les seuls Levin et Lin.

Ce résultat, en soi remarquable, diffère fortement de celui obtenu pour les tests réalisés sur des séries temporelles, dont la loi asymptotique est un mélange compliqué de mouvements browniens.

2. Levin et Lin suggèrent d'utiliser leur test pour des panels dans lesquels N varie entre 10 et 250 et T entre 25 et 250 ; par contre, lorsque T est très grand, ils préconisent d'appliquer les tests de racine unité individuels à chacun des N groupes.
3. enfin, il faut mentionner que les théorèmes des auteurs reposent sur une hypothèse importante, celle de l'indépendance transversale entre les unités individuelles, autrement dit que les perturbations ε_{it} ne sont pas corrélées entre les groupes.

La principale limite du test de Levin-Lin tient évidemment dans le fait que b est supposé être identique pour tous les groupes. En particulier, l'hypothèse alternative est trop forte pour être utile dans n'importe quelle étude empirique. C'est pour lever cette limitation que Im, Pesaran et Shin [2003] ont proposé leur propre test tout en conservant le même modèle (4.4) que Levin et Lin.

Les hypothèses nulle et alternative sont définies par

$$H_0 : b_i = 0 \text{ pour tout } i$$

$$H_1 : \begin{cases} b_i < 0, & i = 1, \dots, N_1 \\ b_i = 0, & i = N_1 + 1, \dots, N. \end{cases}$$

Il s'ensuit que sous l'alternative certaines séries sont stationnaires, mais pas forcément toutes.

Im et al. [2003] construisent alors une statistique $\bar{t}$ en prenant la moyenne des statistiques de test de non stationnarité pour chacune des N unités transversales (ils suggèrent un ADF pour éliminer l'autocorrélation des erreurs). De la sorte, si l'on désigne par t_{iT} la statistique t destinée à tester l'existence d'une racine unité dans la série $(y_{i1}, \dots, y_{iT})$, $i = 1, \dots, N$, et si $E(t_{iT}) = \mu$ et $Var(t_{iT}) = \sigma^2$, alors

$$\bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{iT} \quad (4.5)$$

et

$$\sqrt{N} \frac{(\bar{t} - \mu)}{\sigma^2} \xrightarrow{\ell} N(0,1). \quad (4.6)$$

Les paramètres μ et σ^2 s'obtiennent par simulation (tableaux 3 et 4 de l'article cité).

Maddala et Wu [1999] sont d'accord sur le fond de la démarche de Im et al., mais pensent qu'il vaut mieux combiner les p-valeurs des différents tests individuels que les statistiques ADF correspondantes. En d'autres termes, si π_i , $i = 1, \dots, N$, désigne le seuil de signification effectivement observé (c'est-à-dire la p-valeur) associé au test de racine unité pour le groupe i et si, de plus, les statistiques de test sont continues et indépendantes, alors les p-valeurs π_i sont distribuées indépendamment selon une loi uniforme sur l'intervalle $[0,1]$ et $-2 \ln \pi_i$ suit une loi du chi-deux à 2 degrés de liberté. Reprenant une idée de Fisher et utilisant la propriété d'additivité de variables chi-deux, Maddala et Wu combinent les N p-valeurs individuelles comme suit

$$-2 \sum_{i=1}^N \ln \pi_i, \quad (4.7)$$

de manière à construire une statistique $P \sim \chi^2(2N)$. Les p-valeurs sont obtenues par simulation.

L'avantage de ce test par rapport à celui de Im-Pesaran-Shin est double : d'une part, il ne nécessite pas, à la différence du test IPS, que le panel soit cylindré ; d'autre part, il peut être mis en œuvre pour n'importe quel type de test de racine unité et pas seulement pour l'ADF. Ajoutons que les simulations réalisées – voir Maddala et Wu [1999, pp. 638-645] – permettent d'affirmer que le test de Fisher-Maddala domine le test IPS et que ce dernier domine lui-même le test de Levin-Lin.

Il existe d'autres tests de racine unité en panels, tels ceux de Breitung [2000], Choi [2001] et surtout de Hadri [2000]. Ce dernier – c'est ce qui le différencie des autres tests que l'on a envisagés – est le seul qui prenne comme hypothèse nulle la stationnarité de la série de panel analysée. Dans cette mesure, on va à présent en dire quelques mots.

Le test de Hadri constitue l'équivalent pour les panels du KPSS développé pour les séries temporelles. Tout comme ce dernier, il est basé sur les résidus de la régression de y_{it} sur une constante ou une constante et un trend. En reprenant le symbolisme de l'équation (4.4), ces résidus, notés ε_{it} , s'obtiennent par exemple à partir de la régression

$$y_{it} = a_i + c_i t + \varepsilon_{it}. \quad (4.8)$$

En utilisant les ε_{it} , Hadri construit la statistique du multiplicateur de Lagrange

$$LM = \frac{1}{N} \left(\sum_{i=1}^N \left(\sum_t S_i(t)^2 / T^2 \right) / \bar{f}(0) \right), \quad (4.9)$$

où $S_i(t)$ représente les sommes successives, par groupe, des résidus cumulés

$$S_i(t) = \sum_{s=1}^t \varepsilon_{is}, \quad t = 1, \dots, T$$

et $\bar{f}(0)$ la moyenne des estimateurs (convergents), à nouveau par groupe, de la variance des résidus dans le domaine des fréquences, autrement dit la moyenne des densités spectrales individuelles des résidus estimées en la fréquence zéro.

La statistique de test est donnée, sous H_0 : stationnarité, par

$$Z = \frac{\sqrt{N}(LM - \xi)}{\zeta} \xrightarrow{\ell} N(0,1), \quad (4.10)$$

où $\xi = 1/15$ et $\zeta = 11/6300$, en présence d'un trend et d'une constante, cas qui correspond à l'équation (4.8). Signalons enfin que Hadri, tout comme Levin et Lin, retient l'hypothèse d'homogénéité des unités transversales. En conséquence, la critique émise à l'égard des seconds vaut également pour le premier.

4.3.2 Tester l'existence d'une racine unité

Rappelons que la dimension transversale de nos séries est de trois ($N = 3$), mais que par contre, T est très grand, puisqu'il est égal à 1493. Ces caractéristiques de la base de données – en particulier le fait que $N < 10$ – rendent difficilement utilisables certains tests de racine unité en panels, notamment celui de Levin-Lin.

Tout en gardant cette remarque présent à l'esprit, on va donc à présent appliquer les quatre tests – Levin-Lin, Hadri, Im-Pesaran-Shin, Fisher-Maddala – aux trois séries longitudinales utilisées, c'est-à-dire Lvol, Lspread et Lask. D'un point de vue technique, tous les tests se basent, lorsque c'est nécessaire, sur un nombre de décalages pris en considération égal à 60 : ce nombre est tout à fait justifié si l'on veut bien se souvenir que les données sont enregistrées toutes les minutes et que l'on peut en conséquence penser que les séries présentent une autocorrélation forte et d'un ordre élevé, l'heure en l'occurrence. Ajoutons, toujours d'un point de vue technique, que lorsque l'estimation d'un paramètre se fait sur base d'une fonction de noyau (cas du test de Levin-Lin et de

celui de Hadri), on a systématiquement utilisé la procédure de Newey-West [1994] et la fenêtre spectrale quadratique.

Voici un tableau qui donne non pas les valeurs des quatre statistiques de test, mais directement les p -valeurs correspondantes, pour les séries en niveau et différenciées une fois. (Comme on l'a vu, toutes ces statistiques suivent asymptotiquement une loi normale, à l'exception de celle de Fisher-Maddala qui est distribuée selon une chi-deux.)

Tableau 4.1 Tests de racine unité en panel

Tests	Lvol		Lspread		Lask	
	p -valeur		p -valeur		p -valeur	
	Niveau	Diff	Niveau	Diff	Niveau	Diff
Levin-Lin	1,000	0,000	1,000	1,000	0,658	1,000
Hadri	0,000	0,956	0,000	0,423	0,000	0,890
Im-Pesaran-Shin	0,105	0,000	0,095	0,000	0,069	0,000
Fisher-Maddala (ADF)	0,195	0,000	0,152	0,000	0,091	0,000

On peut tirer un ensemble d'enseignements de ce tableau :

1. En niveau, tous les tests concluent à la présence d'une racine unité dans les trois séries considérées : pour les trois d'entre eux dont l'hypothèse nulle est la non stationnarité, les p -valeurs sont supérieures à 0,05 et on accepte donc l'hypothèse nulle d'une racine unité ; pour celui de Hadri, dont l'hypothèse nulle est la stationnarité, on rejette cette dernière compte tenu que la p -valeur est égale à 0.
2. Par contre, les résultats sont plus diversifiés lorsqu'on examine la stationnarité des séries différenciées une fois : si l'on est conduit, sur base des tests de IPS et de Fisher-Maddala, à inférer la stationnarité de ces séries, il n'en va pas de même pour les tests de Hadri et de Levin-Lin ; le premier présente en effet une p -valeur pour la

variable *Lspread* légèrement inférieure au seuil de 5%, de sorte qu'on devrait logiquement conclure, fût-ce de justesse, à la non stationnarité de *Lspread* différenciée ; quant au test de Levin-Lin, il conduit à accepter l'hypothèse nulle de racine unité pour les variables différenciées *Lspread* et *Lask*, dans les deux cas avec une *p*-valeur égale à un !

3. Ces faiblesses des tests de Levin-Lin et Hadri sont bien entendu à mettre en relation avec le fait que tous deux supposent l'homogénéité des paramètres b_i entre les 3 groupes, c'est-à-dire les 3 parités.

Cela dit, Levin et Lin, comme on l'a souligné, ont expressément limité la validité de leur test aux échantillons de taille $N > 10$ et recommandé, lorsque cette dernière condition n'est pas respectée, de réaliser un test de racine unité individuel sur chacune des séries temporelles disponibles, surtout si T est grand, ce qui est notre cas. C'est ce que l'on va à présent effectuer.

Plus précisément, on appliquera les tests suivants – à savoir le Dickey-Fuller augmenté (ADF), le test optimal de Elliot-Rootenbergs-Stock (ERS), le Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) – aux trois séries temporelles *Lvol*, *Lspread* et *Lask* pour chacune des trois parités.

Quelques précisions techniques sur la mise en œuvre de ces tests sont indispensables :

- ADF : pour le calcul de la statistique associée, on considérera 60 décalages, nombre sur le choix duquel nous nous sommes expliqués un peu plus haut.
- ERS : l'estimateur autorégressif de la densité spectrale est obtenu par moindres carrés ordinaires, tandis que la largeur de bande de la fenêtre spectrale est fixée à 30.
- KPSS : on utilisera la fonction de noyau quadratique spectrale tout en ayant recours à la procédure de sélection automatique de la largeur de bande développée par Newey-West [1994].

Le tableau 4.2 fournit les valeurs des différentes statistiques envisagées.

Tableau 4.2 Tests individuels de stationnarité

Parités	Variables	ADF	ERS	KPSS
EUR/USD	Lvol	-2,0392	9,0408	2,7968
	Lspread	-1,8026	9,1637	3,8117
	Lask	-1,5266	54,742	7,5932
GBP/USD	Lvol	-1,9808	7,5094	1,7242
	Lspread	-2,6975	59,286	2,6972
	Lask	-2,2465	55,975	5,9811
CAD/USD	Lvol	-2,3208	1,1837	2,6224
	Lspread	-1,3980	10,328	2,1536
	Lask	-2,9185	8,9847	1,9839

Pour l'interprétation de ce tableau, rappelons que les deux premiers tests ont comme hypothèse nulle la non stationnarité et le dernier, celui de KPSS, la stationnarité. De plus, les valeurs critiques à 5 pour cent sont respectivement de -2,8634 pour l'ADF, 3,26 pour l'ERS et 0,463 pour le KPSS.

Dès lors, on peut d'abord retenir que pour l'euro et la livre sterling, tous les tests livrent des résultats concordants : l'ADF et l'ERS amènent, compte tenu des valeurs critiques, à accepter l'hypothèse nulle de l'existence d'une racine unité dans les trois séries ; par ailleurs, l'examen du KPSS, dont toutes les statistiques sont très largement supérieures à la valeur critique (0,463), conduit à rejeter l'hypothèse nulle de stationnarité et donc à accepter l'hypothèse alternative de non stationnarité.

Les constats sont moins tranchés en ce qui concerne le dollar canadien. Certes, la plupart des tests plaident en faveur de la non stationnarité des séries relatives à cette parité. Il y a cependant deux occurrences où cette conclusion est invalidée : d'une part, la statistique ERS pour Lvol est inférieure à la valeur critique correspondante, soit 3,26, ce qui aboutit à rejeter l'hypothèse nulle de non stationnarité de cette variable ; d'autre part, pour ce qui regarde la variable Lask, l'application de l'ADF conduit également à rejeter, quoique de justesse, la même hypothèse nulle. (La p -valeur est en fait de 0,044.)

Au total, même si l'analyse des chroniques individuelles conforte globalement les conclusions auxquelles on avait abouti à l'issue de l'examen des tests en panels, il reste que les séries relatives à la parité canadienne sont les moins susceptibles de comporter une racine unité. Cette assertion ultime rejoint ce que le bon sens indique par ailleurs, à

savoir que le volume des transactions sur la monnaie canadienne est comparativement très faible et que par conséquent, il est plus malaisé de déterminer le caractère stationnaire ou non de toutes les séries liées à cette parité.

4.4 Coïntégration en panels

Puisque les séries longitudinales $Lvol$, $Lask$ et $Lspread$ sont intégrées d'ordre 1, c'est-à-dire comportent une racine unité, tout le problème se résume maintenant à savoir s'il existe une relation de coïntégration (au moins !) entre ces variables. Pour ce faire, on commencera par donner quelques explications sur les tests disponibles et sur le choix d'un de leurs sous ensembles – les tests de Pedroni en l'occurrence – avant d'appliquer ces derniers aux séries pertinentes.

4.4.1 Procédures de test disponibles

Dans le cas de séries temporelles, il existe deux grandes procédures pour tester la coïntégration. L'une est liée aux noms de Engle et Granger [1987] qui ont proposé d'appliquer simplement un test de racine unité aux résidus d'une régression économétrique entre variables intégrées d'ordre un. L'autre, développée principalement par Johansen [1988, 1995], consiste à réaliser un test du rapport de vraisemblance (fondé sur la statistique de la trace) dans un modèle autorégressif vectoriel VAR – chaque variable du vecteur étant intégrée d'ordre 1 – de manière à dégager toutes les relations de coïntégration possibles.

Ces deux grandes procédures ont leur analogue dans le cas de séries de panel¹⁴³. Ainsi, par exemple, Larsson-Lyhagen-Löthberg [2003] proposent-ils, à la façon de Johansen, d'estimer le modèle VAR(p) pour chaque unité individuelle i :

$$\Delta \mathbf{y}_{it} = \Pi_i \mathbf{y}_{i,t-1} + \sum_{p=1}^{p_i-1} \Gamma_i \Delta \mathbf{y}_{i,t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_{it}, \quad i = 1, \dots, N \quad (4.11)$$

où $\mathbf{y}_{it}$ est un vecteur de k variables $I(1)$, Π_i une matrice de format $k \times k$ et $\boldsymbol{\varepsilon}_{it}$ un vecteur d'innovations stationnaires. Le théorème de représentation de Granger assure

¹⁴³ Pour plus de détails sur les tests de coïntégration, on peut consulter les synthèses de Breitung-Pesaran [2005] et de Hurlin-Mignon [2006].

que si la matrice Π_i est de rang réduit, i.e. si $rg(\Pi_i) = r_i < k$, alors elle peut être écrite sous la forme $\Pi_i = \alpha_i \beta_i'$ où α_i et β_i sont des matrices de format $k \times r_i$ et de rang r_i qui sont composées respectivement des paramètres d'ajustement de court terme et de ceux de cointégration. De la sorte, $\beta_i' y_{it}$ est stationnaire, i.e. $I(0)$, r_i est le nombre de relations de cointégration et chaque colonne de β_i est un vecteur de cointégration. Larsson et al. [2003] testent ensuite :

$$H_0 : rg(\Pi_i) = r_i < r, \quad H_1 : rg(\Pi_i) = k, \quad \text{pour tout } i.$$

Les auteurs montrent alors que sous certaines conditions, la statistique de test – la trace en panels – suit asymptotiquement une loi normale centrée réduite.

L'analogie pour les panels de la procédure en deux temps de Engle et Granger est fourni par les tests de Kao [1999] et Pedroni [1999, 2004]. Ces deux tests ont comme hypothèse nulle l'absence de cointégration entre les séries longitudinales considérées. Pour faire voir leurs différences, partons de la régression

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \mathbf{x}_{it}' \beta_i + u_{it} \quad (4.12)$$

où $i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T$ et $\mathbf{x}_{it}'$ est un vecteur de taille K , avec $k = 1, \dots, K$, le nombre de variables explicatives, supposées $I(1)$ tout comme y_{it} . (Notons que les paramètres offrent la possibilité d'incorporer respectivement un effet fixe et un trend déterministe spécifiques à chaque unité i .)

Kao [1999] estime la relation (4.12) moyennant les restrictions puis utilise les résidus obtenus pour effectuer la régression

$$\hat{u}_{it} = \rho \hat{u}_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \theta_j \Delta \hat{u}_{i,t-j} + e_{it} \quad (4.13)$$

Sous l'hypothèse nulle de non cointégration¹⁴⁴, i.e. $0: 1, H_p =$ Kao [1999, pp. 9-10] construit alors la statistique de test ADF adéquate qui converge en loi vers une normale centrée réduite. Au total, ce test suppose que la relation de cointégration est commune à toutes les unités et donc que ces dernières sont homogènes¹⁴⁵.

¹⁴⁴ A noter que le même auteur (voir McCoskey et Kao [1998]) a aussi mis au point un test tout à fait semblable dans la démarche, mais fondé sur l'hypothèse nulle de cointégration.

¹⁴⁵ On a formulé une remarque identique à l'égard du test de racine unité en panels de Levin et Lin qui fait l'hypothèse d'homogénéité des unités individuelles.

A contrario, Pedroni [1999, 2004] admet que le vecteur des coefficients β_{ik} peut différer selon les unités i , de sorte que les vecteurs de coïntégration peuvent être hétérogènes entre ces unités. Sous l'hypothèse nulle de non coïntégration de toutes les unités, les résidus u_{it} de (4.12) seront $I(1)$. Il s'ensuit qu'en première approximation, l'interprétation de l'hypothèse alternative est dans cette perspective la suivante : « une fraction significative des unités individuelles est coïntégrée ».

Cela précisé, quelle procédure choisir ? A priori, le test de Larsson peut sembler plus approprié puisqu'il permet d'isoler toutes les relations de coïntégration. Cependant, avant d'opérer un choix, il faut tenir compte des caractéristiques de nos séries : elles comptent peu d'unités individuelles ($N = 3$) et beaucoup d'observations temporelles ($T = 1493$). Or, Gutierrez [2003] a montré par simulations de Monte-Carlo que les tests de Kao et de Pedroni sont plus efficaces (en termes de puissance) que celui de Larsson-Lyhagen-Löthgren lorsque la dimension temporelle du panel est forte, occurrence qui correspond tout à fait aux caractéristiques de nos séries. Le même auteur a également montré que les tests de Pedroni avaient une puissance supérieure à ceux de Kao quand le nombre d'observations temporelles par unité de panel est important, ce qui est évidemment notre cas. Dès lors, si l'on veut bien considérer que le test de Kao s'appuie de surcroît sur une hypothèse peu réaliste – celle d'homogénéité de la relation de coïntégration –, la cause paraît entendue : on se servira des statistiques de Pedroni pour déterminer l'existence ou non d'une relation de coïntégration entre les séries de panel utilisées.

4.4.2 Tests de Pedroni

La démarche de Pedroni passe par trois étapes principales :

1. Construire les statistiques de test sous H_0 (il y en a sept en tout !)
2. Déterminer les distributions asymptotiques de ces statistiques en faisant tendre d'abord T , puis N , vers l'infini ;
3. Etablir par simulation les moments des distributions empiriques des sept statistiques sous l'hypothèse nulle d'absence de coïntégration.

Reprenons ces différentes étapes dans l'ordre qui vient d'être énoncé.

Etape 1. Il s'agit en premier lieu d'estimer la relation (4.12) en y incluant les constantes, trends, etc., éventuels, de manière à obtenir les résidus $\hat{u}_{it}$. Ces résidus peuvent être regroupés (agregés si l'on préfère) de deux manières distinctes : soit selon la dimension Intra (Within), i.e. au sein des unités, soit selon la dimension Inter (Between), i.e. entre unités transversales. Voyons d'abord le regroupement des résidus selon la première de ces dimensions. Dans ce cas, on procède comme suit :

(i) on différencie les séries de base et on calcule les résidus, notés $\hat{\varepsilon}_{it}$, de la régression

$$\Delta y_{it} = b_{1i}\Delta x_{1i,t} + \dots + b_{Ki}\Delta x_{Ki,t} + \varepsilon_{it}.$$

(ii) on calcule la variance de long terme, notée $\hat{L}_{11,i}^2$, des résidus $\hat{\varepsilon}_{it}$ en utilisant un estimateur du noyau ;

(iii) on se sert des résidus $\hat{u}_{it}$ de la régression (4.12) pour estimer un modèle autorégressif qui diffère selon que la statistique est non paramétrique ou paramétrique :

- Si cette dernière est non paramétrique, on estime le modèle

$$\hat{u}_{it} = \rho_i \hat{u}_{i,t-1} + e_{it}$$

et on utilise les résidus $\hat{e}_{it}$ pour calculer leur variance de long terme, soit $\hat{\sigma}_i^2$, ainsi que leur variance simple, notée $\hat{s}_i^2$. A partir de là, on forme le terme $\hat{\lambda}_i$ tel que

$$\hat{\lambda}_i = \frac{1}{2}(\hat{\sigma}_i^2 - \hat{s}_i^2).$$

- Si la statistique est paramétrique, on estime

$$\hat{u}_{it} = \rho_i \hat{u}_{i,t-1} + \sum_{m=1}^{M_i} \rho_{im} \Delta \hat{u}_{i,t-m} + e_{it}^*$$

et on se sert des résidus $\hat{e}_{it}^*$ pour calculer leur variance (simple) $\hat{s}_i^{*2}$.

(iv) en utilisant les éléments développés précédemment, on construit les quatre statistiques qui sont reprises dans le tableau 4.3 et qui constituent la transposition aux panels de celles définies par Phillips [1987] et Phillips et Ouliaris [1990, p. 171] pour les séries temporelles.

Tableau 4.3 Statistiques Intra de coïntégration

Statistique	Calcul
ν -statistique : $Z_{\nu N,T}$	$\left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{u}_{i,t-1}^2 \right)^{-1}$
ρ -statistique : $Z_{\rho N,T^{-1}}$	$\left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{u}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{u}_{i,t-1} \Delta \hat{u}_{it} - \hat{\lambda}_i)$
t -statistique : $Z_{tN,T}$ (non paramétrique)	$\left(\left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\sigma}_i^2 \right) \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{u}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{u}_{i,t-1} \Delta \hat{u}_{it} - \hat{\lambda}_i)$
t -statistique : $Z_{tN,T}^*$ (paramétrique)	$\left(\left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{s}_i^{*2} \right) \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{u}_{i,t-1}^{*2} \right)^{-1/2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{u}_{i,t-1}^* \Delta \hat{u}_{it}^*$

Notons que ces statistiques sont construites sous l'hypothèse nulle $H_0 : \rho_i = 1$ pour tout i . L'hypothèse alternative est alors $H_1 : \rho_i = \rho < 1$ pour tout i , de sorte que l'on présuppose une valeur commune de ρ pour toutes les unités individuelles.

Cette formulation du test est complètement modifiée lorsqu'on groupe les résidus selon la dimension Inter (Between), c'est-à-dire entre unités transversales. Par construction, l'hypothèse nulle est toujours $H_0 : \rho_i = 1$ pour tout i , mais l'hypothèse alternative devient $H_1 : \rho_i < 1$ pour tout i , si bien que l'on ne présuppose plus une valeur de ρ commune à toutes les unités. De plus, le calcul des statistiques est facilité dans le cas de regroupement des résidus selon la dimension Inter : comme il n'est pas nécessaire de disposer d'une estimation de $\hat{L}_{11,i}^2$, on peut directement passer aux stades (iii) et (iv). On obtient de la sorte trois statistiques¹⁴⁶ – elles figurent au tableau 4.4 – qui sont l'équivalent Inter de celles définies pour la dimension Intra. Les premières diffèrent des secondes en ce qu'elles ne comportent pas de terme $\hat{L}_{11,i}^2$ (on vient de le

¹⁴⁶ Il n'y a pas d'équivalent, dans la dimension Inter, de la statistique du rapport des variances $Z_{\nu N,T}$, parce que comme l'indique Pedroni [2004, p. 604], cette statistique est dominée par les trois autres en termes de bonnes propriétés en petits échantillons.

dire), mais surtout par le fait que les sommes sur les unités individuelles i portent à la fois sur le numérateur et le dénominateur de ces statistiques.

Tableau 4.4 Statistiques Inter de coïntégration

Statistique	Calcul
ρ -statistique : $\tilde{Z}_{\rho N, T^{-1}}$	$\sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \hat{u}_{i,t-1}^2 \right)^{-1} \sum_{t=1}^T (\hat{u}_{i,t-1} \Delta \hat{u}_{it} - \hat{\lambda}_i)$
t -statistique : $\tilde{Z}_{tN, T}$ (non paramétrique)	$\sum_{i=1}^N \left(\hat{\sigma}_i^2 \sum_{t=1}^T \hat{u}_{i,t-1}^2 \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^T (\hat{u}_{i,t-1} \Delta \hat{u}_{it} - \hat{\lambda}_i)$
t -statistique : $\tilde{Z}_{tN, T}^*$ (paramétrique)	$\sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T s_i^{*2} \hat{u}_{i,t-1}^{*2} \right)^{-1/2} \sum_{t=1}^T \hat{u}_{i,t-1} \Delta \hat{u}_{it}$

Etape 2. La détermination des distributions asymptotiques de ces sept statistiques s'opère par passage à la limite séquentielle – pour reprendre le concept de Phillips et Moon [1999, définition 1] : on fait d'abord tendre T vers l'infini, après quoi on fait de même avec N , processus que l'on peut noter $(T, N \rightarrow +\infty)_{\text{seq}}$. On procède donc en deux temps :

- Le passage à la limite pour $T \rightarrow \infty$ fournit des sommes de variables aléatoires qui, sous l'hypothèse nulle, sont des fonctionnelles de mouvements browniens de vecteur moyenne et de matrice de variance-covariance finis ;
- Pour $N \rightarrow \infty$, on applique le théorème limite central de Lindeberg-Lévy aux sommes définies au point précédent, de manière à obtenir les distributions asymptotiques normales des sept statistiques (voir Pedroni [2004, proposition 1]) sous l'hypothèse nulle de non coïntégration.

Etape 3. Il reste à calculer par simulation les moments des fonctionnelles de mouvements browniens qui dépendent de 13 éléments différents (le résultat de ces simulations est donné dans Pedroni [2004, tableau 1] et dans Pedroni [1999, tableau 3]).

En utilisant ces moments simulés, on peut procéder à une standardisation finale et exprimer les lois asymptotiques des 5 statistiques¹⁴⁷ sous la forme

$$\frac{\chi_j - \mu_j \sqrt{N}}{\sqrt{v_j}} \xrightarrow{\ell} N(0,1) \text{ quand } (T, N \rightarrow +\infty)_{\text{seq}}, \quad (4.14)$$

où χ_j , avec $j = 1, \dots, 5$, est la forme standardisée de chacune des statistiques décrites aux tableaux 3 et 4 de cet article et les valeurs de μ_j et v_j sont respectivement les valeurs de la moyenne et de la variance des termes d'ajustement qui sont des fonctions des moments simulés. (Ces dernières dépendent du nombre de régresseurs ainsi que l'inclusion de constantes et/ou de trends dans la régression ; elles ont été tabulées par Pedroni [1999, tableau 2 ; 2004, p.606].)

En conséquence, pour tester l'hypothèse nulle de non coïntégration, il suffit de calculer la valeur de la statistique sous la forme (4.14) en utilisant μ_j et v_j tabulées par Pedroni et de la comparer à la valeur critique fournie par les tables de la loi normale centrée réduite.

4.4.3 Tester la coïntégration

L'application de la procédure de Pedroni à nos propres séries nécessite d'abord de donner les caractéristiques du modèle employé pour obtenir les résidus dont on doit tester la non stationnarité. On a donc l'équation

$$y_{it} = \alpha_i + \mathbf{x}'_{it} \boldsymbol{\beta}_i + u_{it}, \quad i = 1, 2, 3,$$

où les vecteurs $\mathbf{x}_{it}$ et $\boldsymbol{\beta}_i$ sont tous deux de taille 2, ce qui signifie que le nombre de régresseurs (hors constante propre à chaque parité i) est égal à deux. Au total, sachant que y_{it} est ici la variable Lvol, on permet à l'équation de base de comporter un effet spécifique à chacune des parités et deux variables, à savoir Lspread et Lask.

Le calcul des statistiques χ_j dans la formule (4.15), à savoir

$$\frac{\chi_j - \mu_j \sqrt{N}}{\sqrt{v_j}}, \quad j = 1, \dots, 7$$

¹⁴⁷ On dit cinq, parce que les distributions asymptotiques sont identiques pour les t -statistiques, Intra ou Inter, paramétriques et non paramétriques.

est réalisé, sous RATS 6.01, en se servant du module PANCOINT écrit par Pedroni lui-même.

Il reste alors, pour standardiser les statistiques χ_j , à utiliser les valeurs appropriées de μ et ν , ce que l'on a appelé les termes d'ajustement et qui sont données dans Pedroni [1999, tableau 2, ligne 1 sous la rubrique « heterogeneous intercepts included »].

Voici un tableau qui reprend les sept statistiques finales standardisées.

Tableau 4.5 Tests de cointégration

Dimension	Statistiques de test	Valeurs standardisées
Intra	$Z_{vN,T}$	1,207
	$Z_{\rho N,T^{-1}}$	-3,903
	$Z_{tN,T}$	-10,336
	$Z_{tN,T}^*$	-5,873
Inter	$\tilde{Z}_{\rho N,T^{-1}}$	-2,062
	$\tilde{Z}_{tN,T}$	-12,948
	$\tilde{Z}_{tN,T}^*$	-7,95

Les valeurs critiques de la loi normale centrée réduite correspondant à un seuil de signification de cinq pour cent sont -1,645 et 1,645. Dès lors, en confrontant ces dernières aux valeurs standardisées qui figurent dans le tableau 4.5, on conclut dans tous les cas, sauf dans celui de la première statistique, soit $Z_{vN,T}$, au rejet de l'hypothèse nulle de non cointégration. En d'autres termes, on accepte, à une exception près, l'hypothèse alternative de cointégration.

Il faut cependant aller plus loin dans l'interprétation de ces tests et se souvenir qu'en ce qui concerne les statistiques relevant de la dimension Intra, l'hypothèse alternative est $H_1 : \rho_i = \rho < 1$ pour tout i . Autrement dit, on aboutit dans trois cas sur quatre à accepter l'hypothèse d'une relation de cointégration commune aux trois parités.

Par contre, l'hypothèse alternative propre aux statistiques de la dimension Inter est $H_1 : \rho_i < 1$ pour tout i , ce qui signifie que l'on accepte, dans tous les cas, l'existence de relations de coïntégration spécifiques à chacune des trois parités.

Au total, s'il y a un doute (faible, mais réel) sur l'existence d'une relation de coïntégration commune aux trois unités considérées, il n'en va pas de même sur la présence d'une telle relation entre les séries relevant d'une parité déterminée. Cette conclusion étaye l'approche qui consistera à estimer une relation de coïntégration commune aux taux de change concernés, avant de tenter l'estimation de trois relations distinctes, c'est-à-dire une par parité.

4.5 Estimation de l'élasticité des transactions de change

On commencera par estimer une relation de coïntégration commune aux trois unités individuelles puis, on proposera une estimation spécifique de la même relation pour chacune des parités envisagées (EUR/USD, GBP/USD et enfin, CAD/USD).

4.5.1 Relation de coïntégration en panel

Ainsi qu'on l'a souligné à plusieurs reprises, les séries utilisées possèdent une double dimension : transversale (trois taux de change retenus) et temporelle (un très grand nombre d'observations chronologiques). Il s'agit donc de *séries longitudinales*, qui se présentent sous la forme d'un *panel cylindré* de 4479 observations ($N = 3$, $T = 1493$, $NT = 4479$). Bien entendu, il y a par nature une certaine dose d'hétérogénéité dans chacune des séries de la base : pour se limiter à ce seul exemple, il est clair que le volume des transactions sur le dollar canadien est nettement moindre que celui des transactions sur l'euro ou la livre sterling. C'est pour tenir compte de cette hétérogénéité que les modèles de données de panels se présentent sous une forme différente du modèle de régression linéaire traditionnel $y = X\beta + u$, où u est un aléa qui satisfait les « conditions classiques » pour l'application du théorème de Gauss-Markov.

Par comparaison et en gardant le même symbolisme, on peut formuler comme suit le modèle de base de l'économétrie des panels :

$$y_{it} = \beta_0 + \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + \alpha_i + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T, \quad (4.16)$$

où y_{it} est une observation sur la variable dépendante, β_0 est une constante (globale), $\mathbf{x}_{it}$ est un vecteur à K composantes (les K variables explicatives), $\boldsymbol{\beta}$ un vecteur colonne de taille K des coefficients des variables explicatives, les aléas $u_{it} \square IID(0, \sigma_u^2)$ sont supposés indépendants des x_{it} pour tout i et tout t et α_i est soit une constante, soit une variable aléatoire, spécifique à l'unité i . C'est précisément à travers ce terme α_i qu'est saisie l'hétérogénéité des données de panel. Lorsqu'il est une constante, on a affaire au *modèle à effets fixes* ; au *modèle à erreurs composées simple* (le plus souvent appelé *modèle à effets aléatoires* dans la littérature anglo-saxonne), lorsqu'il est aléatoire¹⁴⁸.

Dans ce qui suit, on estimera un modèle à effets fixes, que l'on peut formuler, en adaptant l'équation (4.16) à notre propos, sous la forme

$$Lvol_{it} = \beta_0 + \beta_1 Lask_{it} + \beta_2 Lspread_{it} + \alpha_i + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T, \quad (4.17)$$

où α_i est donc une constante déterministe spécifique à la parité i . La lettre L signifie bien sûr que l'on travaille avec des logarithmes népériens, ce qui permet d'interpréter les paramètres de la régression directement comme des élasticités. Par ailleurs, la spécification retenue correspond complètement à celle que l'on a utilisé pour réaliser les tests de cointégration de Pedroni (à condition de se souvenir que les α_i chez Pedroni sont en fait égaux à $\beta_0 + \alpha_i$ dans (4.17)).

Pour estimer un tel modèle, on doit soit utiliser les moindres carrés avec variables binaires, une par unité individuelle (Least Square Dummy Variables, LSDV, en anglais) soit appliquer les MCO à l'équation (4.17) transformée, c'est-à-dire dont on a soustrait pour tout i les moyennes temporelles de groupe. Dans ce dernier cas, on obtient l'estimateur dit *Within* (Intra en français). (Pour plus de détails sur ces estimateurs et leurs propriétés, on renverra à Baltagi [2005] ou à Sevestre [2002].)

Pratiquement, on estimera le modèle (4.17) en se servant de la régression Intra (*Within*) et on obtiendra la matrice de variance-covariance des paramètres de ce modèle par la procédure de White¹⁴⁹. Le tableau 4.6 fournit les résultats de l'estimation.

¹⁴⁸ Bien entendu, on peut aussi introduire un effet (fixe ou aléatoire) dans l'équation (4.16) sous la forme d'un terme λ_i , auquel cas on obtient le modèle à double effets fixes ou à double erreurs composées.

¹⁴⁹ En bref, la procédure en question traite chaque régression transversale comme un élément d'une régression multidimensionnelle et fournit des estimations des erreurs-type robustes à l'égard des

Tableau 4.6 Estimation du modèle à effets fixes

Variable	Coefficient	Erreur-type	Statistique t	p -valeur
Constante	80,40	6,793	11,837	0,0000
Lask	-356,36	26,997	-13,200	0,0000
Lspread	-0,450	0,049	-9,202	0,0000
$N=3$ $NT=4479$ $\bar{R}^2 = 0,32$ Statistique $F=550,55$ p -valeur (stat F)=0,000				

De ce tableau, on tire plusieurs enseignements intéressants :

- (i) tous les coefficients de la régression sont significativement différents de zéro, que l'on se réfère à la statistique t ou aux p -valeurs correspondantes ; de même, le test F de nullité des paramètres estimés composant le vecteur β aboutit à rejeter l'hypothèse nulle et à accepter l'hypothèse alternative que ces paramètres sont conjointement différents de zéro.
- (ii) la constante globale est positive, ce que l'on doit interpréter en disant que le volume des transactions de change relatives aux trois parités considérées est égal, quel que soit les valeurs du *spread* et du cours vendeur, à 80,4.
- (iii) les coefficients des variables explicatives ont tous le signe attendu : en effet, il est logique qu'un relèvement du cours vendeur ou une augmentation du *spread* affecte négativement le volume des transactions de change en chacune des monnaies envisagées.
- (iv) les effets d'une variation du cours vendeur sur le total des opérations de change sont beaucoup plus marqués que ceux engendrés par une augmentation du *spread*, ce qui confirme que la taxation n'est certainement pas la variable clé qui explique le comportement de demande des agents sur les marchés des changes.
- (v) Enfin, la valeur précise de l'élasticité des transactions de change à la taxe est de -0,45 ; en d'autres termes, une augmentation de 1% du *spread* se traduit par une diminution de près de moitié des transactions de change – 0,45% très exactement.

corrélations (contemporaines) entre unités transversales, mais surtout à l'égard des variances différenciées du terme d'erreur entre chaque unité transversale.

Pour affiner l'interprétation de la régression, signalons que les effets fixes – les paramètres spécifiques $\alpha_i (i = 1, 2, 3)$ – sont respectivement égaux à 11,147 pour l'euro, 136,71 pour la livre et -147,856 pour le dollar canadien. En reliant ces valeurs (dont la somme algébrique est nulle) à la valeur de la constante globale (80,4), on peut se faire une idée de l'importance relative des transactions en chacune de ces trois monnaies.

Terminons par quelques tests de spécification de la relation de cointégration. (Il s'agit à chaque fois de tests basés sur le rapport de vraisemblance (RV).)

Tableau 4.7 Tests de spécification

Redondance				Omission		Effets fixes	
Lspread		Lask		Lbid		$\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3$	
Stat. RV	p-valeur	Stat. RV	p-valeur	Stat. RV	p-valeur	Stat. RV	p-valeur
85,51	0,000	321,85	0,000	8,235	0,004	1525,66	0,003

On rejette, à 5% ou à 1%, l'hypothèse nulle qu'une des variables de la régression (Lspread ou Lask) serait superflue, qu'une variable, en l'occurrence Lbid, aurait été omise et que les constantes spécifiques seraient conjointement nulles. En conséquence, on accepte, dans tous les cas, l'hypothèse alternative que le modèle est bien spécifié...

4.5.2 Relations de cointégration propres aux parités

Voici à présent un tableau qui regroupe les différents résultats relatifs à l'estimation des relations de cointégration individualisées en fonction des trois parités et des trois régresseurs retenus. On y a ajouté une dernière colonne qui donne les éléments du test ADF de cointégration (précisons qu'on a utilisé 15 décalages pour blanchir les résidus dans les autorégressions).

Tableau 4.8 Relations de coïntégration individuelles

	Constante		Lask		Lspread		Test coïnt. (ADF)	
	Coeff.	p-valeur	Coeff.	p-valeur	Coeff.	p-valeur	Stat.	p-valeur
EUR/USD	126,44	0,000	-487,53	0,000	-0,61	0,000	-3,638	0,003
GBP/USD	-78,01	0,001	109,37	0,002	-0,55	0,000	-4,317	0,000
CAD/USD	-83,15	0,000	-468,26	0,000	-0,10	0,202	-5,474	0,000

On se limitera à quatre remarques principales. En premier lieu, les tests de coïntégration conduisent à rejeter l'hypothèse nulle que les résidus de la régression de Dickey-Fuller sont $I(1)$ et donc à accepter l'hypothèse alternative de l'existence de trois relations de coïntégration. En deuxième lieu, on doit noter que le coefficient de la variable Lask pour la livre n'a pas le signe attendu, puisqu'il est positif. Les tests du CUSUM et du CUSUM¹⁵⁰ des carrés – non reproduits ici – montrent toutefois que ce coefficient est tout à fait instable. En troisième lieu, tous les coefficients des trois régressions sont significativement différents de zéro, à l'exception de celui de Lspread pour la monnaie canadienne.

Enfin et en dernier lieu – c'est évidemment l'élément le plus important à notre point de vue –, les valeurs de l'élasticité des transactions de change sont fort proches l'une de l'autre pour ce qui concerne l'euro et la livre (-0,61 et -0,56 respectivement). Par ailleurs, ces estimations sont supérieures, en valeur absolue, à celle obtenue lors de la régression en panels, à savoir -0,45. Un tel constat est tout à fait logique : l'effet de l'introduction d'une taxe sur les opérations de change est nécessairement plus marqué s'il porte sur une seule parité plutôt que sur un ensemble de parités. Par comparaison, la valeur de la même élasticité pour le dollar canadien est particulièrement basse (-0,1 !). Tout en se rappelant que ce coefficient n'est pas significativement différent de 0, sans doute faut-il voir dans cette faible valeur le reflet de ce que les transactions sur cette monnaie représentent une proportion réduite du total des transactions et qu'elles sont par conséquent moins affectées par une taxe au demeurant d'une ampleur réduite.

¹⁵⁰ CUSUM est une abréviation pour l'expression anglo-saxonne « Cumulative sums of the recursive residuals ». Voir Brown et al. [1975].

Conclusion

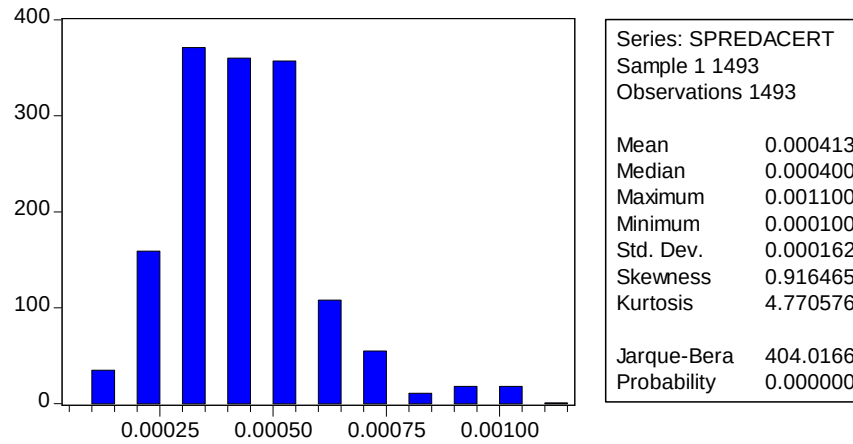
Si l'ensemble de la littérature sur la taxation des transactions de changes s'accorde à considérer qu'une telle mesure réduirait le volume du marché des changes, il n'en existe pourtant aucune quantification. Par le biais de données réelles issues du système *Reuters Dealing*, nous avons estimé empiriquement l'élasticité du marché des changes à la taxation. La méthodologie économétrique mise en œuvre a permis d'obtenir des estimations de l'élasticité dont les valeurs varient de -0,45, pour l'ensemble des parités considérées à -0,56 et -0,61 respectivement pour la parité euro/dollar et la parité livre/dollar.

Toutefois, pour interpréter correctement cette élasticité, il faut tenir compte qu'elle intervient, à titre de coefficient estimé, dans une relation de coïntégration. Autrement dit, ces valeurs traduisent en quelque sort un équilibre de long terme entre volume des opérations de change et taxation de celles-ci, une fois tous les ajustements de court terme effectués. Il est par conséquent possible que l'élasticité, à court terme, soit plus élevée que la valeur estimée.

Quoi qu'il en soit, les valeurs obtenues sont fort différentes des élasticités fixées arbitrairement dans la littérature. Elles apparaissent largement supérieures à l'élasticité de Frankel (-0,32), mais en revanche très inférieures aux valeurs retenues dans plusieurs rapports institutionnels (-1 ou -1,5). Elles montrent à tout le moins qu'elle serait susceptible de réduire significativement le total des transactions sur devises.

Les interprétations de ce résultat peuvent différer : pour ses partisans, la taxe serait susceptible d'atteindre son objectif essentiel : courber les mouvements de change purement spéculatifs ; pour ses opposants, ce résultat peut constituer une alerte, la taxe étant susceptible d'altérer la structure et la liquidité du marché des changes. Pour trancher, il serait utile de quantifier le seuil pour lequel la réduction du volume du marché des changes pourrait être dangereuse et/ou déclencher un effet *feedback* sur la volatilité des taux de change. Disposer de données sur les contreparties impliquées dans chaque type d'opérations permettrait également d'approfondir l'analyse. Il serait ainsi possible de quantifier la réduction d'activité de chaque type d'agents, à défaut de pouvoir discriminer les flux stabilisants des flux déstabilisants.

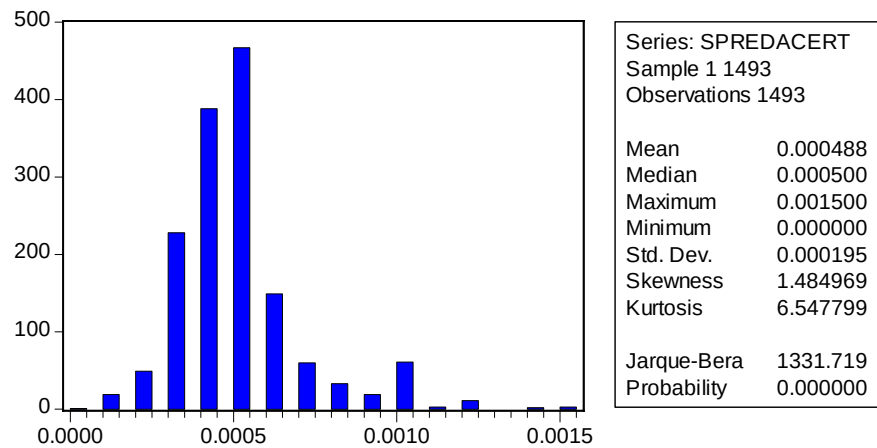
Deux types d'extensions découlent directement de ce travail. D'une part, estimer directement le lien entre la réduction du volume de devises et la liquidité du marché et déterminer l'impact d'une élévation des coûts de transaction sur la volatilité des taux de change à partir de notre base de données. Cela nécessite cependant de disposer d'indicateurs de liquidité ou de volatilité fiables. D'autre part, la quantification de la réduction du marché consécutive à la taxe permet d'apporter une estimation précise des recettes qu'elle générerait. L'évaluation de cette « manne » potentielle dépend en effet fortement de l'estimation de l'assiette de la taxe. C'est ce que nous montrons dans le chapitre suivant. ²

Annexe 4.1 Analyse des *spread* par parité monétaire**EUR/USD**

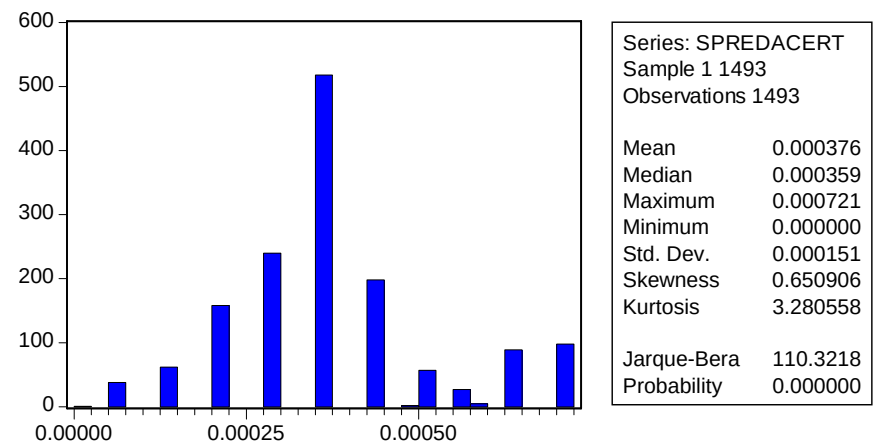
La variable *spread* avoisine 4 *pips* en moyenne, ce qui semble un peu supérieur à la réalité. En fait, notre variable *spread* représente l'écart absolu entre le cours acheteur et le cours vendeur. Or, pour prendre en compte une seule transaction, il faudrait diviser ce *spread* absolu par deux. On retrouve alors les coûts de transaction moyens en vigueur sur le marché des changes pour la parité Euro/Dollar, ces derniers avoisinant deux points de base.

A titre indicatif, voici les distribution des deux autres parités monétaires de l’échantillon que nous avons utilisées :

GBP/USD



CAD/USD



CHAPITRE 5

Une évaluation des revenus potentiels d'une taxe sur les transactions de change

« Le motif de la récente poussée d'intérêt pour la taxe Tobin [...] n'est pas d'ordre économique. C'est son potentiel de création de recettes pour financer des programmes internationaux d'utilité publique à une époque où les besoins explosent et où il est toujours plus difficile d'obtenir des fonds » (Ministère des finances du Canada, Feasability of the Tobin Tax, 1995)¹⁵¹.

¹⁵¹ In Parlement Européen [2000, p. 20].

Si la résurgence de crises financières graves au cœur des années 1990 est incontestablement, comme nous l'avons vu, à l'origine du débat sur l'instauration d'une taxe de type Tobin, il est fort probable que l'attractivité des recettes qui découleraient d'une telle mesure lui ait donnée une toute autre dimension. Il est en effet indéniable que la perspective de générer de nouveaux revenus en taxant les transactions financières, de change en l'occurrence, lui ait conférée une portée dépassant largement les sphères académiques.

Alors que Tobin [1974] la considérait pourtant comme un « *sous-produit* », il faut admettre que c'est en étant porté par quelques universitaires et acteurs de la société civile (ATTAC notamment) que la proposition du Professeur de Yale est (ré)apparue au devant du débat sur la régulation du système monétaire international. L'idée est en effet on ne peut plus séduisante : ponctionner une partie des marchés financiers, tout en disposant d'une manne financière alimentant des projets ambitieux : réduction de l'extrême pauvreté mondiale, fourniture de biens publics mondiaux...

Néanmoins, toute médaille a son revers. En propulsant la taxation des transactions de change au rang de « *Robin Hood Tax* »¹⁵², certains de ses partisans ont occulté les questions originelles sur la taxation (spéculation, volatilité, incidence sur l'investissement réel). Surtout, nombreux sont ceux qui ont « spéculé » sur les recettes potentielles d'une telle mesure¹⁵³, ce qui a conduit à une forte hétérogénéité des résultats obtenus et ainsi, sans doute, nui à la crédibilité de la taxation, tant sur son apport en terme de fonds publics que sur sa faculté à atteindre l'ensemble de ses objectifs.

Sans en faire une panacée universelle, il nous semble que les recettes hypothétiques d'une telle taxe constituent pourtant l'une des clés du débat sur la taxation des transactions de change et ce, pour au moins deux raisons :

i) d'une part, l'engouement politique et populaire suscité par l'importance des recettes potentielles en fait un mécanisme d'incitation primordial dans l'hypothèse d'une instauration future. Une manne de plusieurs milliards de dollars pourrait en effet résorber l'accroissement des déficits publics ou des dettes nationales et pallier les

¹⁵² En français, « taxe à la Robin des bois », qui est le nom donné à l'étude de la taxe Tobin par l'ONG britannique « *War on Want* » réalisée avec *News Economic Fondation*.

¹⁵³ C'est incontestablement le thème le plus abordé sur le sujet depuis 1995.

faibles niveaux de l'aide au développement international. C'est, de surcroît, un levier important sur lequel les Etats partisans peuvent s'appuyer pour convaincre certains pays réticents d'adhérer à un projet commun de taxation.

ii) D'autre part, nous avons vu que la taxation à la Tobin vise une pluralité d'objectifs, dont les probabilités de réalisation divergent sensiblement et dont la simultanéité peut être préjudiciable. Des études les plus affinées sur la taxation des transactions de changes (Jegourel [2000], OCDE [2000], MINEFI [2000], Spahn [2002]), il ressort que l'incertitude pesant sur les objectifs originels devrait inciter les décideurs politiques à se concentrer sur la maximisation des recettes. L'objectif recettes sera toujours atteint, un impôt étant toujours source, peu ou prou, de revenus substantiels. Bien évidemment, la maximisation des recettes implique de définir des conditions d'instauration (taux de taxation par exemple) différentes de celles prévalant pour atteindre spécifiquement d'autres objectifs (lutter contre la spéculation, ...).

Nous dégagerons un certain nombre de ces conditions en passant en revue les précédents essais en la matière (section 5.1). Cela nous permettra de définir un ensemble d'hypothèses (section 5.2) et une méthodologie cohérentes (section 5.3) afin de proposer une nouvelle évaluation, objective, et par là crédible, des recettes hypothétiques d'une telle taxe (section 5.4). Quelques comparaisons avec la littérature et une extension intégrant les contributions intersectorielles sont finalement proposées (section 5.5). En guise de conclusion, nous nous interrogerons sur les modalités pratiques de son instauration et sur les différentes pistes de redistribution des recettes.

5.1 Les recettes d'une taxe Tobin : des résultats hétérogènes

Nous avons montré précédemment que le marché des changes présentait une complexité et une opacité qui rendent difficiles toute prévision de son évolution, en particulier en cas d'instauration d'une taxe aujourd'hui encore virtuelle. Dans ce contexte, comment procéder à une estimation des recettes d'une taxe sur les transactions de changes ? Quelles ont été les méthodes utilisées pour proposer des estimations de la « manne » que génèrerait une taxation des flux de change, à l'échelle mondiale ou européenne ?

D'une façon globale, il ressort des études antérieures une forte hétérogénéité des résultats obtenus : 720 milliards de dollars pour la CNUCED [1998, cité par Wachtel], 228 milliards de dollars pour Cassen [1999], 150 milliards pour le PNUD [2000], contre seulement 64 milliards de dollars pour Spahn [1996]. On peut penser que la diversité, puis l'évolution, des méthodes de calcul utilisées a contribué à créer cette divergence. La prise en compte de la sensibilité du marché à la taxation est également devenue plus précise, tout comme celle de la fraude fiscale et des coûts de transaction avant taxe.

Le tableau 5.1 présente une synthèse des différentes évaluations du produit d'une taxe de type Tobin.

Tableau 5.1 Synthèse de l'estimation des recettes¹⁵⁴

Auteurs	Année	Montants en milliards de dollars	Taux	Elasticité ou équivalent	Coûts de transaction avant taxe	Particularités
Felix	1995	360 à 720	0,5% à 1%	Diminution de 50%	Néant	Base fiscale réduite
D'Orville et Najman	1995	56,3 à 140,1	0,1% et 0,25%	-0,32	Néant	Première estimation de l'élasticité
Felix et Sau	1996	100,8 à 267,6	0,1% à 0,25%	-1,5 à -0,75	0,5% et 1%	Coûts avant taxe élevés/travaux qui constituent une référence
Frankel	1996	166 à 361	1%	-0,32	Néant	Base fiscale=41% du total
Spahn	1996	64	0,02%	Ne l'évalue pas	Néant	
Tobin	1996	50 à 94	0,1%	Diminution de 70%	?	
Wachtel (CNUCED)	1998	720	1%	Néant	Néant	
Bismans	2000	190	0,25%	-0,32	0,1%	

¹⁵⁴ Cette liste n'est pas exhaustive mais elle résume, selon nous, la plupart des travaux majeurs sur la question. Certains travaux, non présents dans ce tableau mais ayant apporté une contribution significative au débat, sont cependant cités dans le texte.

Ministère Français de l'Economie et des Finances	2000	0 ¹⁵⁵ à 134	0,01% à 0,20%	-0,5/-1/-1,5	0,02% et 0,05%	Fuite exogène de 20 à 50% selon la zone géographique
Senat Belge	2001	19 à 128	0,01% à 1%	-0,5/-1/-1,5 ¹⁵⁶	0,02/0,05/0,10%	Fraude fiscale fonction du taux/évaluation intersectorielle
Cassimon	2001	47,25 à 94,5	0,01% et 0,02%	Néant	Néant	Prend en compte les dérivés, exonère 10% de transactions officielles
Jetin	2002	0 à 246	0,01% à 0,25%	-0,32/-0,5/-1/-1,5	0,02% à 0,25%	Fraude fiscale fonction du taux/mode de calcul
Nissanke	2003	17-19 à 30-35	0,01% et 0,02%	5% et 15% de réduction	?	Exonère 8% au titre de transactions officielles
Dado et Foltysoua	2003	0,02 à 1385	0,05%/0,10%/1%	0,1 à 10	1%	Multitude de cas pour UEM
Kapoor	2004	10 à 15	0,005%	Néant	0,01% et 0,03%	

Source : auteurs cités

Les premières estimations remontent déjà à une dizaine d'années – celles de Felix [1995]. En appliquant des taux de 0,5 et 1 % sur un volume de changes annuel d'environ 240 trillions de dollars, il évalue la recette d'une taxe de type Tobin entre 360 et 720 milliards. Ces montants paraissent élevés, mais ils le sont principalement en raison des taux élevés qui étaient retenus à cette époque. En effet, les recherches d'alors se basaient principalement sur l'approche originelle du professeur Tobin qui proposait un taux de taxation de 1%. Si dans le contexte de ses écrits, ce taux paraissait tout à fait raisonnable, il apparaît bien supérieur aux coûts de transactions actuels, qui n'ont cessé

¹⁵⁵ Cas de figure où le marché disparaîtrait.

¹⁵⁶ -0,55/-1,1/-1,75 en ce qui concerne l'estimation centrée sur les seuls pays de l'UE.

de diminuer depuis les années 1970. D'une façon générale, les premiers résultats du milieu des années 1990 sont à interpréter avec parcimonie, puisque le marché a, structurellement et quantitativement, beaucoup évolué depuis lors.

Contrairement à bien d'autres études parues dans la seconde décennie des années 1990, l'évaluation de Felix s'applique à une base taxable considérablement réduite, et donc assez réaliste. Plutôt que de prendre appui sur le montant brut du marché des changes, ce dernier considère une exemption initiale de 20% des opérations au titre des transactions officielles, une évasion consécutive à la fraude fiscale de 20% et enfin une réduction endogène du volume des transactions de 50%, qui ne correspond pas encore à ce que nous appelons, aujourd'hui, « l'élasticité du marché des changes à la taxation ».

L'étude de Felix [1995] se distingue également par la prise en compte d'une optique dynamique et graduelle de la taxation dans le temps. Pour cet auteur, l'évasion fiscale devrait être relativement faible au début de l'instauration de la taxe – puisque *« les grandes banques internationales chargées des opérations de change sont peu nombreuses et ont l'obligation de tenir une comptabilité détaillée de leurs transactions à l'intention des autorités de surveillance et du fisc »* [1995, p.207] –, mais elle serait plus élevée par la suite du fait des déplacements vers les paradis fiscaux et des innovations en matière d'évasion fiscale.

L'année suivante, il met à profit son approche initiale avec Sau [1996], ces travaux constituant encore aujourd'hui une référence¹⁵⁷. Les hypothèses et paramètres considérés permettent d'appréhender de façon réaliste la contraction du marché : prise en compte des coûts de transaction avant taxe, d'une élasticité et de taux de taxation relativement faibles. Comme dans Felix [1995], l'évaluation des recettes est sensible aux différentes périodes d'adaptation du marché, l'étude est menée sur quatre années. Lors de la première année considérée, le taux de taxation est fixé à 0,1% et l'élasticité à -1,75. Progressivement, ces paramètres atteignent 0,25% et -1,5 respectivement ; on peut en effet penser que la réaction des agents à la taxe va s'amoindrir, que l'ingénierie fiscale permettra un contournement fiscal plus important et qu'il faudra, en contrepartie, élever le taux de taxation.

Cette étude semble peu pertinente cependant au regard du niveau des coûts de transaction pris en compte (à savoir 1% et 0,5%), bien trop élevés comparativement à la

¹⁵⁷ Voir en annexe 1 le modèle et la méthode utilisés par Felix et Sau [1996].

réalité¹⁵⁸. Les auteurs ont toutefois le mérite de prendre pour la première fois en compte les coûts de transactions moyens avant taxe. On comprend bien que le niveau de ces coûts conditionne fortement la fixation du taux de taxation et la réaction du marché suite à l'introduction d'une taxe. Plus ces derniers sont faibles et plus le taux de taxation doit être lui-même faible, afin que la réaction du marché ne soit pas trop brutale. La taxe ne doit pas en effet « noyer » les coûts de transactions. Nous avons vu également, dans le cadre de l'analyse normative menée au chapitre 2, que les investisseurs productifs sont moins sensibles à la taxation, lorsqu'il existe déjà des coûts de transaction avant taxe (que nous avons appelé « régulateurs naturels »).

Sur la base de taux similaires, D'Orville et Najman [1995] avaient obtenu, un an plus tôt, des montants plus faibles : entre 56 et 140 milliards de dollars. L'extrême faiblesse de ces montants provient du fait que les auteurs n'ont retenu comme base taxable que les seuls *brokers*, soit seulement un tiers du volume d'activité total (voir Frankel [1996], p.60). Ces auteurs, comme nous l'avons vu au chapitre 4, présentent la particularité d'avoir proposé, pour la première fois, une élasticité du volume des opérations à la taxe proprement dite. Pour ce faire, ils émettent l'hypothèse d'une contraction du volume de marché de 20%, tout en gardant la base taxable à 80% de son niveau avant taxe.

Pour Frankel [1996], une telle réduction est peu pertinente, car invariante par rapport au niveau de la taxe. Il est en effet difficilement concevable que la réduction soit de 20% quel que soit le taux de taxation. Il prend donc en compte le différentiel entre les coûts de transaction avant taxe et le niveau de taxation afin de calculer l'élasticité. Ainsi qu'on l'a souligné au chapitre précédent, cet auteur est le premier à avoir véritablement explicité le concept d'élasticité. L'apport de Frankel est important, car les calculs précédents n'intègrent pas la sensibilité du volume de transactions au différentiel de coût et donc, les conséquences de la taxation sur la structure du marché des changes : une taxe de 0,5 ou 1% « *altérerait la structure du marché des changes[...]* » davantage que sur d'autres marchés financiers, « *sur lesquels un achat ou une vente génèrent seulement une transaction, plutôt que cinq ou huit* »¹⁵⁹ (Frankel [1996], p.62). La

¹⁵⁸ Comme nous l'avons vu au chapitre précédent, les coûts de transaction n'excèdent pas au maximum 0,1%.

¹⁵⁹ On retrouve derrière cette citation la métaphore de la « patate chaude » dont nous avons déjà parlé. Cette dernière a été reprise par Bourguinat [1999] dans un article intitulé « la patate chaude de la taxe Tobin ».

robustesse des estimations repose nécessairement sur une bonne appréhension des mutations du marché consécutivement à la taxation. Or, celle-ci est difficile à évaluer sur le marché des changes de par ses caractéristiques singulières.

Frankel insiste donc sur la nécessité de prendre en compte les caractéristiques intersectorielles de ce marché : il faut distinguer les clients financiers des clients non financiers (importateurs et exportateurs). Ces derniers n'ont aucune raison d'être affectés par la taxe. Derrière cette assertion, on peut exposer le fait que les clients commerciaux, c'est-à-dire généralement les donneurs d'ordre, ne réagissent pas de la même façon que les intermédiaires financiers à une taxation, dont les opérations se font nécessairement par un processus de transactions en chaîne.

Les estimations de Frankel le conduisent donc à envisager une manne virtuelle de 42 milliards de dollars par an sur la base d'une taxe de 0,1% tout en considérant que le système d'intermédiaires-*dealers* disparaîtrait. Comme il le reconnaît lui-même, cette hypothèse semble peu probable, ce qui le conduit à envisager, plus raisonnablement, des rentrées fiscales de l'ordre de 166 milliards de dollars par an.

Parallèlement à ces avancées ponctuelles, de nombreuses autres estimations ont été réalisées, comme l'atteste le tableau 5.1. Certaines, comme celle de Wachtel [1998], consistent cependant à appliquer mécaniquement un faible taux de taxation sur un volume des changes énorme, ce qui conduit à des résultats particulièrement discutables !

Il faut attendre le début des années 2000 pour voir émerger implicitement un certain consensus sur les hypothèses à prendre en compte dans l'évaluation de la taxe. Ce phénomène est mis en lumière par différents travaux institutionnels consécutifs à l'intérêt grandissant des décideurs politiques pour la taxation des transactions de change, comme les rapports du ministère de l'économie et des finances français [2001], du Sénat Belge [2001], du ministère des finances finlandais [2001] ou encore du rapport allemand mené par Spahn¹⁶⁰ [2002]. Conjugués aux travaux de Jetin [2002] ou Nissanke [2003], ils contribuent à rendre la procédure d'estimation plus solide et l'incorporation des hypothèses plus précise. Cependant, ils se situent toujours dans la lignée des travaux de D'Orville et Najman [1995], Frankel [1996], et Felix et Sau [1996].

¹⁶⁰ Ce dernier ayant déjà beaucoup travaillé sur la question auparavant (en 1996 notamment).

Au final, les études citées prennent en compte différents taux de taxation s'échelonnant de 0,01% à 0,25%, taux qui semblent plus conformes avec les coûts de transaction en vigueur actuellement sur le marché des devises. L'amélioration de la précision des résultats aboutit au paradoxe suivant : alors que la base taxable a considérablement augmenté, les recettes n'ont cessé d'être revues à la baisse. Ce paradoxe s'explique par l'incorporation de nouveaux paramètres dans l'estimation, tels que les exonérations au titre des transactions officielles, la prise en compte d'un degré d'évasion fiscale significatif ou encore la réduction endogène au marché, qui peut être tout à fait forte pour certains opérateurs.

Toutefois, même si le mode de calcul est devenu de moins en moins mécanique, tous les travaux, pris séparément, ne retiennent pas un éventail d'hypothèses suffisamment exhaustif et semblent se concurrencer les uns les autres, au lieu de se nourrir les uns des autres. Par exemple, le ministère français des finances tient compte d'une diminution exogène de 20% de l'assiette en raison des possibilités d'évasion et de fraude fiscale. Même si le rapport mentionne que cette valeur doit varier en fonction de l'échelle géographique pour laquelle la taxe est introduite, le chiffre de 20% est fixé arbitrairement et est finalement adopté dans tous les cas de figure. Le rapport du Sénat Belge [2001], de son côté, pallie cette carence en proposant une formule variable en fonction du taux (mais utilise une méthode de calcul imparfaite, que le MINEFI avait quant à lui correctement définie !), ce que font également Felix [2001] et Jetin [2002]¹⁶¹. La valeur de ce paramètre reste toutefois fixée arbitrairement en l'absence de données empiriques et de toute expérience antérieure¹⁶².

Le rapport du Sénat Belge paramètre également différentes valeurs pour l'élasticité que l'on retrouve par ailleurs dans la plupart des études accomplies : -0,5/-1/-1,5. La particularité de ce rapport est de faire correspondre une élasticité particulière à chaque segment du marché. Aussi, au secteur non financier, qui devrait être indiscutablement le moins affecté par la taxe, est associé une élasticité de -0,5 (-0,55 si la taxe ne s'appliquait qu'aux membres de l'Union Européenne). Les comportements des opérateurs du secteur interbancaire, ainsi que ceux des autres institutions financières, sont supposés plus élastiques à la taxation : -1,5 (-1,75) et -1 (-1,1)

¹⁶¹ Se référer à la section 5.3 pour davantage de détails.

¹⁶² Eventuellement dans des études menées sur les taxes en Suède et aux Etats-Unis sur les transactions boursières, mais qui datent d'une autre ère.

respectivement. Sur la base de ces hypothèses, les revenus éventuels pour une taxe Tobin quasi mondiale s'élèvent à 19 milliards de dollars par année pour une taxe d'un point de base et culminent à près de 80 milliards pour un taux de 25 points de base. En ce qui concerne le ministère français, qui ne tient pas compte des différences intersectorielles, les revenus pourraient être bien plus élevés (de l'ordre de 135 milliards de dollars annuels) dans l'hypothèse où toutes les conditions favorables seraient réunies. Une évaluation plus crédible de 50 milliards de dollars annuels est néanmoins proposée. Les estimations de Jetin [2002] présentent une fourchette plus élevée en raison de l'élasticité retenue, qui est celle de Frankel (-0,32). Il s'avère toutefois que si ce dernier arrive à des résultats relativement similaires à ceux des rapports institutionnels, sa méthode de calcul est quelque peu différente de celle des autres études. En effet, la méthodologie utilisée (très prudente) le conduit à surestimer le nombre de cas où le marché serait totalement susceptible de disparaître.

Les résultats les plus récents s'appuient sur ces travaux institutionnels et font état de revenus encore plus faibles : moins de 20 milliards de dollars pour Nissanke [2003]. Ce dernier travail présente la particularité d'exonérer les transactions officielles de la base taxable à hauteur de 8% très précisément et tout en tenant compte de la remarque de Kenen [1996] qui suggérerait d'appliquer des taux de taxation différents selon les segments du marché. C'est pourquoi il propose deux estimations : une première à taux uniforme et une seconde à taux différenciés (deux secteurs seulement sont retenus) : dans ce dernier cas, le taux appliqué au marché de gros est moitié moindre que le taux appliqué au marché de détails. Nissanke [2003] considère enfin que le volume des transactions se réduirait environ de 5 à 15%, selon que le niveau du taux de taxation est fixé à 0,01 ou 0,02%. Il reconnaît néanmoins que « *ces nombres sont arbitraires puisque il n'existe aucune estimation de l'élasticité* ».

Au final, si les progrès en matière de crédibilité des estimations sont indéniables, certaines études récentes semblent encore présenter des résultats très étranges et beaucoup trop disparates. C'est le cas notamment de Dado et Foltysoua [2003] qui basent une partie de leurs calculs sur un taux de 2% et proposent pas moins de douze valeurs d'élasticité, allant de -0,5 à -10. Leurs résultats sont intrigants, parce que même en utilisant une élasticité de -10, ils parviennent à trouver des recettes non nulles, ce qui

semble dû aux coûts de transaction utilisés (1%), peu conformes aux valeurs réelles communément utilisées sur le marché des changes.

5.2 Les hypothèses à prendre en considération

Nous venons de voir, à l'aune de la littérature, qu'un consensus sur les principales hypothèses à retenir est susceptible d'être dégagé. Ce sont ces hypothèses que l'on va à présent expliciter.

5.2.1 La nécessaire prise en compte des coûts de transaction avant taxe

La valeur des coûts de transaction initiaux dépend, comme nous l'avons dit au chapitre précédent, de la valeur des *spread* observés sur le *Forex*. En effet, le marché des changes est un marché décentralisé sur lequel les intermédiaires (*dealers* et *brokers*) fournissent en continu un prix acheteur (*bid*) et un prix vendeur (*ask*) et sont tenus d'effectuer les transactions ordonnées par leur(s) client(s) à un prix donné. Leur rémunération, consécutive aux risques qu'ils encourent (asymétrie d'information, prise de position), n'est autre que la différence entre le cours acheteur et le cours vendeur.

Par conséquent, le *spread* est le principal indicateur des coûts de transaction, et donc de la liquidité du marché des devises. Intuitivement, le *spread* est le coût que le client aurait à sa charge s'il achetait des devises puis les revendait immédiatement, au même intermédiaire et pour une même parité. Par conséquent, un *spread* restreint signifie que le marché des changes présente un coût faible et une grande fluidité, et inversement. De ce fait, plus le *spread* est élevé, plus les coûts pratiqués sont importants, et par voie de conséquence, plus le volume de transactions est amené à se réduire. Le degré de négociabilité, lié à la réputation des intermédiaires, la volatilité des cours, ainsi que le volume de transactions sont les principaux déterminants de cet écart de prix.

Dans la réalité, les agents intervenants sur le marché des changes parlent de *pips* pour caractériser le *spread*. Ce terme permet d'exprimer le plus petit incrément possible pour un taux de change. Cette valeur est généralement égale à un ou deux points de base en ce qui concerne les principales parités. Les coûts de transaction, s'ils ont

considérablement diminué depuis dix ans en raison des avancées en matière de télécommunication, varient sensiblement selon les cambistes et les contreparties. On peut néanmoins approximer leur valeur : de 0,01 à 0,02% pour les opérations interbancaires (*wholesale market*) à 0,10% en ce qui concerne les opérations entre agents non bancaires et les intermédiaires (*retail market*). Les coûts sur ce dernier segment de marché sont généralement plus élevés et les volumes moins élastiques aux variations de prix. Sur la base des observations menées par Spahn [2002], les coûts de transaction moyens avoisinent 0,011% pour les opérations Dollar US/Euro, 0,023% pour les opérations Dollar US/Yen et 0,021% pour la parité Dollar US/British Pound. Les valeurs issues de notre base de données (voir annexe 4.1) vont tout à fait dans ce sens.

Eu égard à cette hétérogénéité, nous retiendrons par la suite deux hypothèses quant à la valeur des coûts de transaction avant taxe. Dans un premier cas, en retenant des coûts de transaction de l'ordre de 0,02%, notre estimation ne sera pas très éloignée de la réalité des marchés interbancaires. Dans un second cas, nous retenons un coût de transaction initial largement supérieur, de 0,1%, soit le taux retenu par Felix et Sau [1996] et Jetin [2002] notamment. Ces derniers considèrent en fait que le client final est toujours le seul pénalisé par une élévation du coût de transaction. En effet, il est fortement possible que l'intermédiaire financier, afin de garder sa marge constante, répercute le coût de transaction sur le donneur d'ordre en élargissant son *spread* vis-à-vis de celui-ci, comme on l'a vu précédemment. C'est par conséquent les donneurs d'ordre, généralement les clients non financiers, qui seraient les plus pénalisés par la taxe. La démultiplication des opérations due au phénomène de « patate chaude » implique de surcroît que le risque soit *in fine* répercuté sur le client final qui se trouve aux deux bouts d'une chaîne de transactions.

L'estimation globale des recettes, c'est-à-dire sans pouvoir précisément distinguer l'ensemble des segments composant le marché des changes, présente ici certaines limites. En fixant les coûts moyens au niveau des coûts des clients financiers, cela revient à surestimer le niveau réel de ces derniers puisque les banques vont finalement conserver leurs niveaux actuels sur les opérations entre intermédiaires et n'augmenteront que les transactions situées aux extrémités de la chaîne. De façon symétrique, en postulant des coûts uniformes au niveau des transactions interbancaires,

nous sous-estimerons le coût moyen réel sur l'ensemble du marché. Bien que les deux hypothèses soient présentées par la suite, nous accordons notre préférence aux coûts faibles qui, à notre sens, minimisent les erreurs éventuelles. N'oublions pas que le marché interbancaire représente les $\frac{3}{4}$ du marché...et donc des transactions !

5.2.2 Le taux de taxation

Le deuxième paramètre à prendre en compte est, bien évidemment, le taux de taxation. Les différentes études retiennent généralement des valeurs comprises entre 0,01% et 0,25%, bien loin des toutes premières propositions (de l'ordre de 1%) en la matière.

Le niveau du taux de taxation doit, selon, nous être totalement calqué sur le niveau des coûts de transaction avant taxe. Plus les coûts initiaux sont élevés et plus le taux fixé peut l'être également. La réduction du volume des opérations suite à l'élévation des coûts de transaction dépend principalement de l'écart entre ces deux variables. Le taux de taxation ne doit pas « noyer » les coûts de transaction en vigueur au risque de voir la taille du marché se réduire considérablement.

Par conséquent, et compte tenu des coûts de transaction que nous avons postulés, le niveau de la taxe ne devrait pas dépasser un plafond de 0,1% ; dans ce cas de figure, un tel taux représenterait tout de même un doublement des coûts de transaction sur le marché de gros (de 0,1% à 0,2%) et onze fois le coût de transaction initial le plus faible observé sur l'interbancaire (on passerait alors d'un coût de 0,01% à 0,11%, soit une augmentation de 1000% !). Aussi, un taux uniforme plus faible inférieur ou égal à 0,02% serait-il plus judicieux, en particulier si on s'étalonne sur les commissions interbancaires, qui constituent l'essentiel du marché des changes, rappelons-le¹⁶³ !

Dans le cas où la taxe s'appliquerait également aux produits dérivés et aux options de change, ce qui est tout à fait nécessaire compte tenu de la part croissante de ce type de transactions dans le total des échanges¹⁶⁴, le taux de taxation pourrait être sensiblement différent. Les économistes du Sénat Belge [2001] et Nissanke [2003] proposent de taxer les produits dérivés à un taux deux fois moindre que celui des

¹⁶³ Dans le cas d'une taxe à double détente, telle que proposée par Spahn [1996], ce taux pourrait être artificiellement réévalué pendant les périodes de forte activité spéculative.

¹⁶⁴ A l'origine, la taxation des flux de change doit pourtant s'opérer à un taux uniforme.

transactions au comptant, compte tenu de leur nature et de leur fonction. Spahn [2002] justifie une telle procédure par le fait que les produits dérivés ont une maturité supérieure aux transactions au comptant.

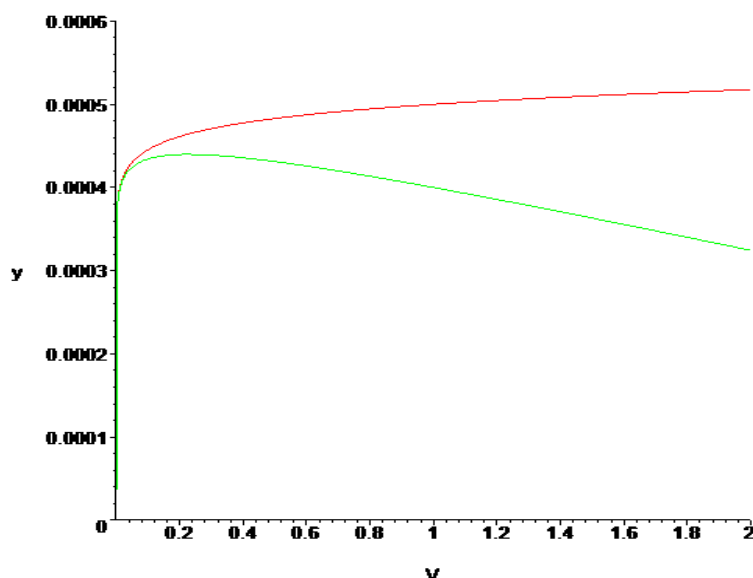
Idéalement, le taux de taxation devrait également être différent selon les secteurs du marché. Spahn [2002] propose un taux de taxation de deux points de base qu'il faudrait réduire de moitié pour les transactions sur les marchés de gros (interbancaires...). Procéder de la sorte a deux objectifs : d'une part, ne pas entraver l'activité interbancaire, dont les coûts de transactions sont les plus faibles du marché ; d'autre part, assurer une marge relativement constante à ces opérateurs afin qu'ils ne tentent pas de répercuter le coût de la taxe sur les clients finaux (commerce réel, investissement direct). C'est un danger que les décideurs politiques doivent prendre en compte (voir Eichengreen [1996], Schmidt [2001]).

Pour illustrer les effets d'une taxe de type Tobin sur les profits nets, partons du modèle de Felix et Sau [1996], qui est développé à l'annexe 5.1. En explicitant la fonction de profit, que l'on note P , il est possible de représenter l'évolution du profit des banques avant et après taxation des flux de change :

$$P = gV^a - CV^b \quad (5.1)$$

Dans l'expression précédente, V est le volume de transactions, C le niveau des coûts de transaction et a , b et g des paramètres. Lorsqu'une taxe Tobin est introduite, on considère qu'il s'en suit une augmentation des coûts de transaction. Si on fixe la valeur des paramètres de façon arbitraire, mais néanmoins plausible, on peut représenter la fonction de profit avant et après instauration de la taxation :

Graphique 5.1 Profit net des entreprises financières et bancaires avant et après taxation



Lecture : représentation du profit (en ordonnées) selon le volume de transactions, en milliards de dollars (abscisses) selon qu'une taxe Tobin soit ou non instaurée.

Le profit des agents interbancaires est décroissant avec le volume de transactions lorsqu'une taxe de type Tobin est introduite. Si les banques, et d'une manière générale les arbitragistes, veulent conserver une activité à moyen terme, ils devront réduire leurs coûts. La seule possibilité est d'en répercuter une partie sur les clients en les surfacturant. Or, le but d'une telle taxe n'est pas de pénaliser les clients finaux, mais de les protéger. Le niveau du taux de taxation doit donc nécessairement prendre en compte cet aspect : d'une part, pour conserver une base taxable conséquente et d'autre part, pour ne pas faire peser la charge de la taxation sur les clients non financiers.

Il est difficile de quantifier la part du coût de la taxe qui serait effectivement transférée. De façon approximative, on peut évaluer cet effet de levier de la façon suivante : puisque les opérateurs financiers représentent 14% du total des transactions, la charge de taxe qui leur incomberait dans ce cas serait équivalente à posséder 100% du marché. Dans le cas d'une taxe de 5 points de base, il en résulterait un effet de levier de 7 environ. En effet une augmentation de 5 points est équivalente à une augmentation de $5/0,14=35,7$ points de base. Par conséquent, une taxe de 5 points de base équivaldrait *in fine* pour les clients non financiers à 35,7 points de base. Une estimation

empirique plus approfondie serait néanmoins souhaitable pour appuyer cette démonstration.

Dans la pratique, la différenciation des taux de taxation selon les différents compartiments du marché et la nature de chaque transaction s'avère cependant difficile. Comme l'ont objecter certains opposants à une taxe de type Tobin, cela pourrait s'avérer coûteux pour l'administration (en terme de recherches et de mises en œuvre technologiques), particulièrement si l'on tient compte du secret bancaire et de l'opacité de ce marché. Cela pose également un problème d'ordre théorique. En diminuant le niveau de taxation pour les opérateurs interbancaires – largement majoritaires sur le marché –, on prendrait le risque de conserver des taux de rendements identiques à ceux prévalant de nos jours et par conséquent, de ne pas voir le volume de transactions non désirées se réduire. Cela peut néanmoins constituer une stratégie efficace si on décide de privilégier l'objectif de maximisation des revenus, puisque la base taxable ne serait que faiblement amoindrie.

Enfin, nous défendons l'idée que le niveau de taxation optimal doit être fonction des objectifs prioritaires qui auront été assignés : lutte contre la spéculation (et donc forte réduction attendue du volume du marché des changes) ou maximisation des recettes. Si on part du principe que la taxe doit générer un maximum de recettes, alors il faut prendre en compte l'influence du taux sur les recettes totales en considérant la ventilation de ce nouveau coût selon les secteurs. Contrairement à ce que proposaient les premières estimations aux méthodes de calcul très mécaniques, l'élévation du taux de taxation n'engendrerait pas des recettes plus conséquentes. Un taux fixé à un niveau trop élevé serait susceptible d'exacerber la fraude fiscale et de supprimer des segments entiers du marché (et par là des sources importantes de rentrées fiscales). Nous démontrerons ces intuitions par le biais de quelques simulations des recettes dans la suite du chapitre.

5.2.3 Exonération et fraude fiscale

Dans ce qui suit, on détermine le montant de la base taxable après réductions de différentes natures. En effet, il faut bien distinguer la réduction de l'assiette fiscale imputable à l'élasticité, qui est une baisse endogène, de celle liée à la fraude fiscale ou aux exemptions officielles, qui est une fuite de nature exogène.

L'assiette fiscale repose, et ce pour la première fois, sur les statistiques de la dernière étude triennale menée par la Banque des Règlements Internationaux [2004]. Le rapport fait état d'un volume journalier sur le marché des changes de l'ordre de 1880 milliards de dollars US ($1773 + 107$ dus à l'écart type d'erreur dans le report des données estimé par la BRI) qui se décompose comme suit : 621 milliards pour les transactions au comptant (*spots*), 208 milliards pour les contrats à termes (*forwards*) et 944 milliards pour les contrats d'échange (*swaps*). Nous décidons de mettre de côté les options et les produits dérivés de change, bien que le volume de ce type de transaction ait quadruplé en moins de dix ans et pris une ampleur importante¹⁶⁵. En effet, s'il ne fait aucun doute que ce type de transactions doit être taxé lui aussi (au risque de voir les opérateurs contourner les produits traditionnels par ce biais), nous pensons que l'estimation du montant qui serait récolté est techniquement complexe. Par exemple, la particularité d'une option de change réside dans le fait qu'elle peut ne pas être exercée, et donc qu'elle ne donnera pas forcément lieu à un paiement de devises. C'est pourquoi seule la prime, et non le sous-jacent serait imposée par la taxe. L'évaluation d'une telle « manne » s'avère complexe. C'est pour ces raisons que nous n'introduisons pas les produits dérivés et les options dans notre calcul, quoique nous sommes conscients qu'il faille taxer ces instruments dans la réalité.

Par ailleurs, il nous semble que toutes les transactions de change au comptant, au minimum, doivent être soumises à l'impôt, à l'exception des transactions officielles et de celles portant sur de faibles montants (inférieures à 2500 euros par exemple). Cette exception pourrait toutefois constituer une porte de sortie par laquelle certains spéculateurs pourraient fractionner le montant de leur transaction en une suite de petits montants. Nous pensons que les coûts de transaction initiaux sur chaque transaction seraient néanmoins susceptibles de dissuader ce type de procédures. **L'exemption** de la

¹⁶⁵ Les produits dérivés de change (incluant les instruments de taux d'intérêt) représentaient en valeur nominale 1220 milliards de dollars de flux journaliers en 2004, contre 200 en 1995.

taxe pourrait également concerner les transactions effectuées par les banques centrales, par certains pays en développement¹⁶⁶ ou organisations internationales, ainsi que les transactions à l'intérieur des zones monétaires, telles que les opérations en devises dans l'Union Economique et Monétaire (UEM). Nous retranchons donc 10% au titre de toutes les transactions exemptées, le pourcentage étant généralement retenu dans les différentes études¹⁶⁷.

Il convient de rétrocéder à la base taxable restante le montant **des fraudes fiscales**, qui apparaît dans nos calculs comme une réduction exogène. Récemment un rapport du Conseil des Prélèvements Obligatoires chiffrait la fraude fiscale et sociale en France dans une fourchette allant de 1,7 à 2,3% du PIB, c'est-à-dire l'équivalent du déficit budgétaire de l'Etat français. Concernant l'impôt sur les sociétés par exemple, elle s'élèverait à environ 12% de la base taxable. Ces valeurs nous donnent une indication des montants de fraude s'appliquant à des mesures fiscales très diverses.

Bien évidemment, concernant la taxation des transactions de change, le degré de fraude fiscale doit tenir compte des possibilités de **contournement**. Le fait de migrer d'une place financière vers d'autres places financières (des paradis fiscaux par exemple) n'est pas, à proprement parler, de la fraude fiscale. Dans l'hypothèse (réaliste) d'une coopération internationale imparfaite, il convient d'évaluer le montant des transactions qui iraient donc nourrir les paradis fiscaux et les places financières non participantes, ainsi que celles qui échapperaient à l'administration fiscale pour des raisons de secret bancaire ou d'ingénierie financière.

Le degré de fraude fiscale à considérer est donc nécessairement important. Nous pensons néanmoins que l'ingénierie financière ou le secret bancaire sont plus à craindre que des délocalisations de « *trading desks* » vers les centre *off shore*. Ces dernières pourraient en effet s'avérer très coûteuses ; n'oublions pas que le marché des changes est un marché mondial pour lequel la concentration des échanges dans certaines zones géographiques résulte d'avantages spécifiques liés aux fuseaux horaires. Il est fixé à 20%, comme nous l'avons déjà vu, par Felix et Sau [1996], Frankel [1996] et par le

¹⁶⁶ Comme le rappelle le MINEFI [2000, p.32], l'exonération « *des parités impliquant des monnaies des pays en développement [...] oublie toutefois que la plupart des transactions de change pour ces « petites » monnaies sont effectuées par le biais d'une monnaie tierce – dite monnaie véhiculaire – qui est très souvent le dollar américain* ».

¹⁶⁷ Nissanke [2003] retient quant à lui une exonération de 8% au titre des transactions officielles.

Ministère Français des Finances [2000] quel que soit le taux de taxation. En revanche, les études les plus récentes, telles celles du Sénat Belge [2001], Felix [2001] ou Jetin [2002], retiennent, à juste titre, un degré de fraude progressif lié au taux de taxation. Des taux plus élevés inciteraient sûrement davantage les agents du marché des changes à prendre des mesures de contournement. On présente ci-après une synthèse des degrés de fraude retenus dans ces différentes évaluations (tableau 5.2).

Tableau 5.2 Degré de fraude fiscale selon les études¹⁶⁸

Taux de taxation	FELIX et SAU	FRANKEL	MINEFI	FELIX	Sénat Belge	JETIN
0,25%	35%	20%	20%	20%	17,5%	50%
0,10%	35%	20%	20%	10%	16,5%	20%
0,05%	35%	20%	20%	5%	16%	10%
0,02%	35%	20%	20%	n.d.	15,5%	2%
0,01%	35%	20%	20%	n.d.	15,1%	0,40%

Source : auteurs cités

Le tableau 5.2 montre que les niveaux de fraude uniformes apparaissent, en moyenne, supérieurs aux degrés de fraude variables avec le taux de taxation. La variance de ces derniers est d'ailleurs très hétérogène selon les études : alors qu'elle apparaît très forte dans le paramétrage de Jetin, elle s'avère nettement plus faible pour les économistes du Sénat Belge. Il s'avère en tout cas difficile, sans réelles données empiriques, de mesurer précisément le lien entre l'intensité de la fraude et le taux de taxation. Ce considérant, nous retiendrons un degré de fraude intermédiaire, et néanmoins important, de 20% dans nos estimations.

¹⁶⁸ On constate que les rapports les plus récents utilisent un taux de fraude corrélé avec le taux de taxation. Si les estimations sont souvent arbitraires, le Sénat Belge se distingue en utilisant la méthode suivante : $15\% + (t \times 100 \times 10\%)$. Cela implique que le degré de fraude fiscal total se compose d'un niveau de fraude incompressible de 15% et d'un niveau variable avec le taux de taxation t . Par ailleurs, les degrés de fraude relatés ici prévalent dans le cas d'une taxe mondiale ou quasi-mondiale. Il conviendrait de les réajuster si la taxe était instaurée à moindre échelle.

5.2.4 L'élasticité

La dernière hypothèse à prendre en considération n'est autre que la sensibilité du marché à la taxation ou élasticité. Puisque celle-ci est l'objet principal du chapitre 4, nous n'en dirons ici que quelques mots.

Contrairement aux précédentes études qui retiennent des élasticité allant de -0,32, la plus favorable (celle proposée par Frankel [1996]), à -1,5, qui confère une sensibilité très forte des opérateurs à une modification des coûts, nous retiendrons pour notre part, l'élasticité économétriquement estimée au chapitre 4, de l'ordre de -0,45. Nous l'appliquerons de façon uniforme à l'ensemble des secteurs du marché des changes dans notre estimation.

Dans une extension de notre estimation, nous tenterons de différencier l'élasticité selon les différentes catégories d'opérateurs. Si on tente en effet de se placer à un niveau de désagrégation plus fin, on peut supposer que les arbitragistes, qui travaillent sur des écarts très faibles, seraient très fortement touchés par une taxe. Certains investisseurs institutionnels, comme les compagnies d'assurance, supporteraient également une charge de taxation importante, parce qu'elles travaillent sur des perspectives de moyen terme et sont peu flexibles. A l'inverse, les spéculateurs, tels que les « *Hedge Funds* », seraient relativement moins touchés, car ils opèrent sur des marges relativement importantes (voir Spahn [2002]), et la sensibilité de ces opérateurs serait donc plus faible. C'est également le cas des entreprises ayant des activités à l'international, dont la demande est plus inélastique. Il est en effet difficile d'imaginer une entreprise ne pas facturer un client ou régler un fournisseur en raison de l'instauration d'une taxe sur les transactions de change.

Pour tenir compte de cette hétérogénéité, il faudrait néanmoins disposer d'informations sur les contreparties de chaque échange de devises recensé dans notre base de données, ce qui n'est pas le cas. On sait cependant, par *Reuters*, que notre élasticité s'applique particulièrement au marché de gros et particulièrement aux transactions interbancaires, car elles sont largement majoritaires sur la plateforme *Reuters Dealing*.

5.3 La méthodologie utilisée

A présent, il nous faut dire quelques mots sur la méthodologie retenue pour l'évaluation des recettes de la taxe. Celle-ci est très proche des méthodes utilisées dans les différents rapports institutionnels récents et plus particulièrement de celle du ministère des finances français.

De façon générale, la méthode d'estimation des revenus que nous utilisons s'appuie sur l'expression suivante :

$$R = V \times n \times (1 - \textit{exo}) \times (1 - \textit{endo}) \times t \quad (5.2),$$

où R est le montant des recettes, V la valeur des transactions journalières moyennes sur les marchés des changes, multiplié par n , le nombre de jours ouvrables sur ce marché lors d'une année. On retranche de ce montant l'ensemble des réductions de type exogène (évasion fiscale, exonération de transactions officielles), que l'on note *exo*, puis on tient compte de la baisse endogène, notée *endo*, avant d'appliquer finalement le taux de taxation t .

Pour calculer la baisse endogène, on part de la définition de l'élasticité-prix :

$$e = \frac{\Delta Q}{\Delta C} \times \frac{C}{Q} \quad (5.3)^{169},$$

avec $\textit{endo} = \Delta Q$.

ΔQ est la variation de la quantité, ici la base taxable Q , que l'on suppose égale à 100 afin de raisonner en pourcentage. ΔC représente la variation du prix, ici l'augmentation des coûts de transaction C (en points de pourcentage) induite par la taxe. On considère que la taxe s'applique aux transactions allers et retours. Enfin, e désigne l'élasticité des transactions de change à la taxation.

Cela permet d'écrire que :

¹⁶⁹ Jetin [2002], quant à lui, considère que la baisse induite par la taxe est $e \times \Delta C$. C'est pour cela qu'il conclut à un nombre plus élevé de cas où le marché disparaît totalement.

$$\Delta Q = \frac{e \times 100 \times \Delta C}{C}. \quad (5.4)$$

Dans (5.4), l'élasticité est multiplicative. Nos calculs montrent que lorsque l'élasticité est spécifiée de cette manière, la baisse endogène du marché est comprise entre -22,5% et -43,5% pour des taux variant entre 0,01% et 0,25%.

Nous retenons finalement une spécification plus prudente où l'élasticité est marquée comme un exposant. Cela permet de tenir compte du fait qu'à mesure que le taux de taxation devient très supérieur aux coûts de transaction, le rythme de réduction du marché s'accroît :

$$\Delta Q = \left(1 - \left(1 + \frac{2t}{C} \right)^e \right) \quad (5.5)$$

En tenant compte de (5.5), on peut finalement réécrire le montant des revenus potentiels comme suit :

$$R = V \times 250 \times (1 - exo) \times (1 - \Delta Q) \times t \quad (5.6)$$

5.4 Une estimation des recettes d'une taxe de type Tobin

Sur la base de la méthodologie précédente et des hypothèses que nous avons discutées dans la section 5.2, nous procédons à plusieurs simulations des recettes potentielles d'une taxe de type Tobin.

Nous appliquons une taxe à un taux uniforme pour l'ensemble du marché des changes défini sous sa forme traditionnelle (c'est-à-dire sans inclure les produits dérivés), soit une assiette fiscale brute quotidienne de 1880 milliards de dollars. De celle-ci, nous retranchons une somme constante – qui ne varie pas par conséquent avec le taux de taxation – équivalente à 20% du total de transactions, destinée à prendre en compte les possibilités de contournement et de fraude. En outre, 10% des transactions sont finalement ôtées au titre de transactions officielles donnant droit à exonération.

Les coûts de transaction avant taxe sont très faibles dans la réalité, comme nous l'avons vu, de l'ordre de 0,02-0,03% pour les transactions interbancaires et de l'ordre de 0,1% pour les clients non financiers. Notre estimation tient compte de la faiblesse de ses coûts. Néanmoins, comme nous l'avons discuté précédemment, il existe un risque, certes minime, que la taxe soit totalement reportée sur les clients finaux, ces derniers constituant alors presque l'ensemble du marché. Afin de tenir compte de cette possibilité, nous envisagerons par conséquent une seconde variante avec des coûts de transactions plus élevés bien que la première, répétons-le, ait notre préférence. Nous tenons enfin compte de l'élasticité économétriquement calculée dans le chapitre précédent et qui est de $-0,45$. Les résultats principaux sont répertoriés dans le tableau 5.3 suivant :

Tableau 5.3 Revenus hypothétiques d'une taxe sur les flux de change

Taxe en %	Coûts avant taxe	Coûts avant taxe
	0,02%	0,1%
0,25	189,8	367,2
0,1	111,8	200,6
0,05	73,4	120,4
0,02	40,1	56,5
0,01	24,1	30,3

Source : Calculs propres [2006]

Note : Tous les résultats sont exprimés en milliards de dollars US et sont arrondis à l'entier le plus proche. Le marché ne disparaît jamais totalement, auquel cas ce tableau contiendrait des cases vides.

On constate que les volumes hypothétiques sont très variables selon les cas de figure. Par souci de clarté, nous avons donc fait apparaître en gras le scénario le plus réaliste à notre sens. Sur la base des résultats publiés par la BRI [2004], qui font état d'un volume de 1880 milliards de dollars US échangés quotidiennement, d'une exonération de transactions officielles de 10%, d'un degré de fraude exogène de 20%, de coûts de transaction initiaux de l'ordre de 0,02%, un taux de taxation de 0,02% et d'une élasticité de $-0,45$, une taxe de type Tobin rapporterait **40 milliards** de dollars par an. Ce résultat s'appuie sur des valeurs de coûts de transaction et d'élasticité relativement faibles, homogènes et reflétant au plus près les conditions réelles du

marché telles qu'observées à partir de notre travail empirique. On peut donc admettre, sans trop sur ou sous estimer la réalité, que la taxe rapporterait, au minimum, 24 milliards de dollars par an et pourrait atteindre, de façon objective, un montant de 40 milliards de dollars. Le montant récolté pourrait néanmoins atteindre 367 milliards de dollars si on élevait significativement le taux de taxation et si la charge de la taxe était exclusivement reportée sur les clients finaux. Ce dernier cas de figure ne nous semble cependant pas souhaitable. De façon plus objective, dans le cas où le taux n'excéderait pas 0,05%, une fourchette de l'ordre de **25 à 75 milliards de dollars** nous paraît raisonnable. Il est à noter par ailleurs que nous n'avons pas considéré la manne financière que rapporterait en outre la taxation des produits dérivés¹⁷⁰.

En retenant des niveaux de coûts de transaction (avant taxe) supérieurs, et en admettant que les organismes financiers reportent une partie substantielle du coût de la taxe sur les clients non financiers, le rendement de la taxe pourrait dépasser les 100 milliards de dollars annuels¹⁷¹. Dans ce cas, le taux fixé pourrait s'élever jusqu'à 0,1%, les coûts avant taxe étant eux même plus élevés. Il nous semble, une nouvelle fois, que ces conditions ne sont pas souhaitables, afin de ne pas pénaliser les entreprises et les investisseurs réels. Il n'est de toute façon pas dans la philosophie de cette taxation de s'attaquer à ce type d'opérateurs !

5.5 Comparaisons et extensions

A partir de notre estimation précédente, nous procédons à un certain nombre de comparaisons et d'extensions. A ce titre, nous présentons dans un premier temps les résultats que nous aurions obtenus avec les autres valeurs d'élasticité rencontrées dans la littérature. Cette démarche nous permet de mettre en lumière le poids de l'élasticité dans les estimations. Dans un second temps, une extension de nos résultats est proposée en intégrant la dimension intersectorielle dans l'estimation.

¹⁷⁰ Les recettes totales pourraient également être plus importantes sous l'effet de l'accroissement de la base taxable. La consolidation du système mondial de flux de capitaux n'étant pas encore totalement achevée, on peut imaginer que la base taxable et *in fine* les recettes potentielles augmenteraient dans les années futures.

¹⁷¹ Les calculs réalisés avec des degrés d'exonération et de fraude moins élevés (FELIX [2001] par exemple) confèrent aux revenus une légère hausse.

5.5.1 Le poids de l'élasticité dans les estimations

Toujours sur base de la méthodologie explicitée dans la section 5.3, on calcule les recettes hypothétiques, mais cette fois avec les élasticités citées habituellement dans la littérature : celle de Frankel [1996] tout d'abord ($-0,32$), puis celle utilisée par le ministère des finances français (-1). Les calculs sont donnés dans le tableau 5.4.

Tableau 5.4 Comparatif des recettes hypothétiques selon les élasticités

Elasticité de -0,32

Taxe en %	Coûts avant taxe 0,02%	Coûts avant taxe 0,1%
0,25	289,6	463,5
0,1	152,7	231,5
0,05	92,7	131,77
0,02	46,2	59,08
0,01	26,3	31,03

Elasticité de -1

Taxe en %	Coûts avant taxe 0,02%	Coûts avant taxe 0,1%
0,25	31,6	137,08
0,1	29,9	109,7
0,05	27,4	82,2
0,02	21,9	47
0,01	16,4	27,4

Source : Calculs propres [2006]

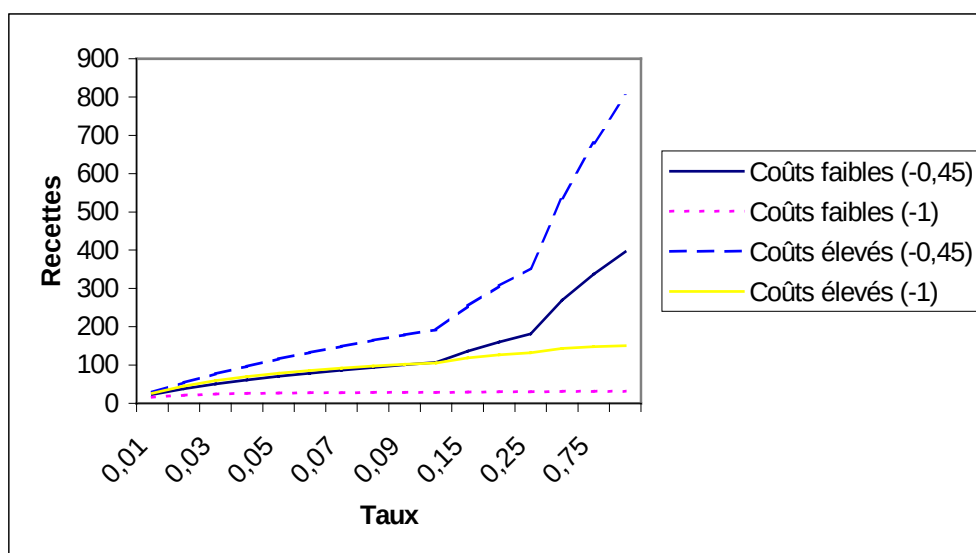
Dans le cas où les taux de taxation resteraient faibles après l'instauration de la taxe, les montants se situeraient plutôt (là encore, le taux de 5 points de base constitue une limite supérieure crédible) entre 16 et 27 milliards de dollars dans le cas où l'élasticité du MINEFI [2000] s'appliquerait, soit une fourchette qui se situerait en

dessous du montant optimal de notre propre estimation (40,1). A l'inverse, dans le cas où notre propre estimation conduirait à sous-estimer les recettes, alors des montants de l'ordre de 26 à 93 milliards de dollars pourraient être collectés.

De ces estimations il ressort, comme nous pouvions le supposer, un lien ténu entre coûts avant taxe, taux de taxation et élasticité. Comme nous l'avons déjà souligné, il ne suffit pas d'appliquer le taux le plus élevé possible, mais le taux maximal au regard des coûts de transactions et du comportement attendu des agents (matérialisé par l'élasticité). Le décideur politique, dans l'hypothèse d'une mise en œuvre de la taxation des transactions de change, devra tenir compte de ces caractéristiques particulières, notamment si l'objectif primaire est de maximiser les recettes.

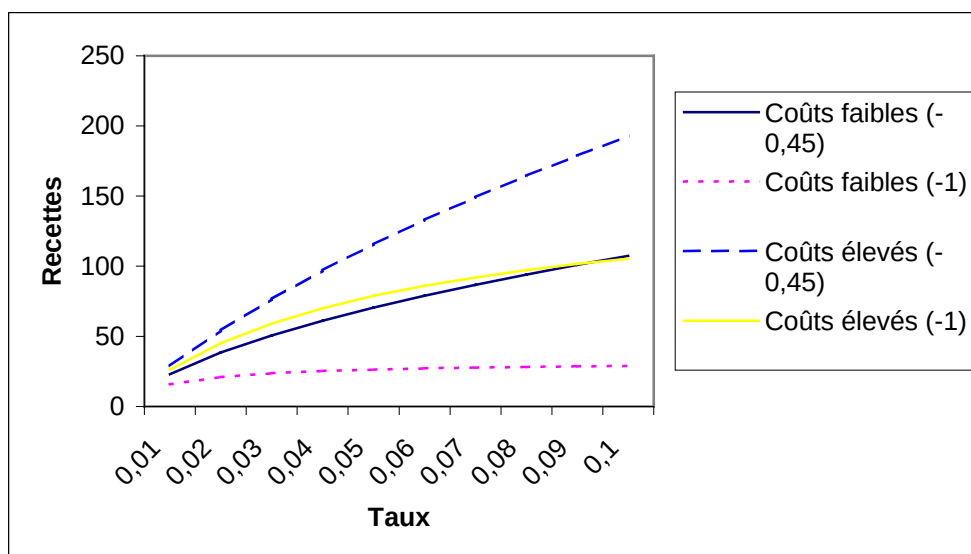
Pour illustrer le poids du lien coûts-taux-élasticité, nous présentons ci-après deux graphiques (5.2 et 5.3) de la relation entre recettes et taux en fonction de deux paramètres : les coûts de transaction avant taxe et l'élasticité. La particularité du graphique 5.3 est de cibler les couples de valeurs les plus faibles, qui sont donc également les plus proches de la réalité du marché des changes.

Graphique 5.2 Trajectoires des revenus selon le taux de taxation, les coûts avant taxe et l'élasticité



Lecture : évolution des recettes en fonction du taux de taxation selon le couple coûts avant taxe (élasticité).

Graphique 5.3 Trajectoires des revenus selon le taux de taxation, les coûts avant taxe et l'élasticité : ciblage des valeurs de taux faibles



Lecture : évolution des recettes en fonction du taux de taxation selon le couple coûts avant taxe (élasticité).

5.5.2 Prise en compte de la dimension intersectorielle dans l'estimation

Nous procédons, à présent, à une extension de nos résultats en y intégrant l'hétérogénéité du marché des changes. Puisqu'il y a plusieurs types d'opérateurs sur ce marché, il nous paraît important d'étendre notre analyse en considérant des élasticités conditionnelles aux différents segments du marché. En particulier, on peut penser que les acteurs du commerce international seraient moins sensibles à l'instauration d'une taxe que les acteurs financiers non bancaires (les compagnies d'assurance par exemple), ces derniers étant eux-mêmes étant moins sensibles que les organismes bancaires. Comme nous l'avons mentionné, cela supposerait de disposer des informations sur les contreparties de chaque type d'échange. Notre base de données ne nous fournit pas ces informations et il nous semble très peu probable de les obtenir dans le futur. A titre de projection, nous proposons néanmoins quelques simulations numériques.

Les ministères des finances belges et finlandais [2001] ont déjà procédé à ce type d'estimation intersectorielle. Dans ces études, les coûts de transactions avant taxe

sont fixés, à juste titre, à 0,1% pour les clients non financiers, à 0,02% pour les transactions interbancaires et à 0,05% pour les opérations faisant intervenir des clients financiers non bancaires. Pour ce qui est de la réaction du marché, les rapports retiennent des élasticités successives de $-0,5$, -1 et $-1,5$ pour une estimation mondiale ($-0,55$, $-1,1$ et $-1,75$ pour une estimation à l'échelle du seul marché européen où les perspectives de contournement seraient évidemment plus restreintes).

Ces valeurs, arbitraires, s'avèrent très élevées si on les compare à nos résultats économétriques (qui se heurtent aussi, et bien évidemment, à certaines limites) ou à ceux d'un spécialiste reconnu du marché des changes tel que Frankel. D'une façon raisonnable, il nous semble qu'une élasticité de $-1,75$ pour le secteur bancaire européen est une exagération. D'après nos calculs, une taxe de 0,1% sur un tel compartiment conduirait à une disparition totale du marché (réduction de 116% précisément). Comment imaginer qu'une taxe, même relativement importante, de 0,1% par exemple, conduise à une disparition de toute activité interbancaire! Certains économistes ou parlementaires européens ont comparé la taxe sur les transactions de changes aux « *sin taxes* » sur les alcools et le tabac. Bien que des taxes sur les tabac, comme celles instaurées en France, ont entraîné une baisse significative de la consommation de tabac, il est peu probable que de telles taxes, toutes importantes soient-elles, puissent faire disparaître totalement le marché des cigarettes.

Nous effectuons une estimation intersectorielle du type de celles réalisées par certains ministères des finances européens, qui soulignons-le, ont contribué à l'avancement de la pertinence des estimations des recettes d'une taxe Tobin. Néanmoins, on procède à plusieurs modifications : en premier lieu, on réactualise l'assiette fiscale retenue, mais également les parts relatives de chaque secteur dans le volume total, sur la base de données plus récentes (selon la dernière enquête BRI [2004]). En second lieu, on ajuste les taux d'élasticité précédemment retenus à la baisse : contrairement aux institutions précédemment citées, nous retenons des valeurs d'élasticité plus faibles et centrées sur l'élasticité économétriquement estimée ($-0,45$). Ainsi, l'élasticité du secteur interbancaire est postulée à $-0,65$, puisque il y a peu de doutes sur le fait que ce secteur serait le plus sensible à la taxe, alors que celle du secteur non financier est fixée à $-0,25$ car la contraction du secteur réel serait faible. En

troisième lieu, on corrige les estimations antérieures basées sur des calculs ne faisant intervenir la taxe que sur une seule transaction de l'échange et non sur un aller retour, comme le prévoit Tobin [1978]. Le tableau 5.4 met en exergue les résultats obtenus.

Tableau 5.4 Rendement potentiel de la taxe : principaux résultats du second scénario, première variante

	Total	Secteur non financier	Autres institutions financières	Secteur bancaire
Elasticité		-0,25	-0,45	-0,65
Coûts avant taxe, en %		0,10	0,05	0,02
Part du volume avant taxe, en %		14	33	53
Taux de taxation	Revenus	Revenus	Revenus	Revenus
0,01	24,8	4,4	9,3	11,1
0,02	42,2	8,5	16,7	17,1
0,05	79,7	19,4	33,1	27,2
0,1	124,3	35	52,6	36,7
0,2	190,6	61,6	80,7	48,2
0,25	218,3	73,5	92,2	52,4

Source : Calculs propres [2006]

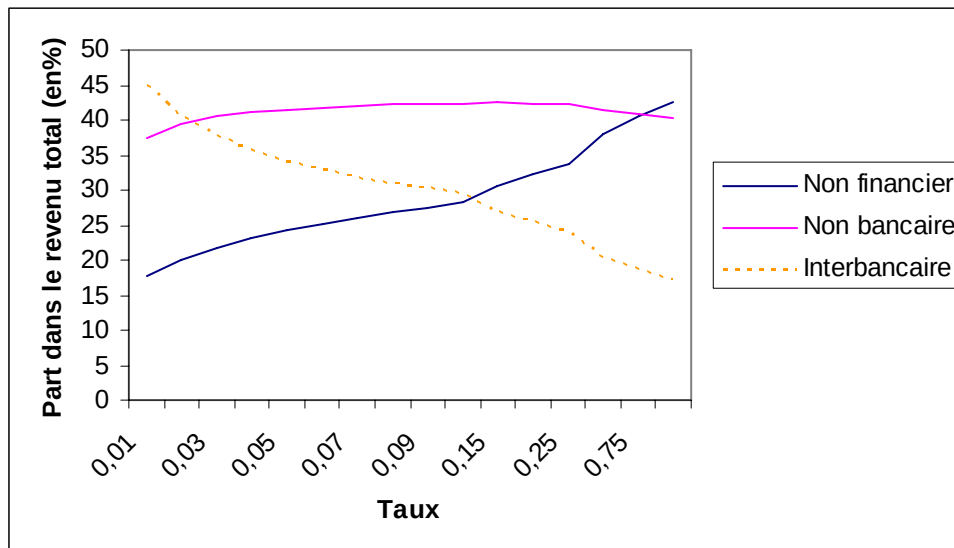
Les résultats issus du tableau 5.4 montrent que les revenus s'échelonnaient entre 25 et 218 milliards de dollars annuels pour des taux allant de 0,01 à 0,25%. De façon plus réaliste, en plafonnant le taux de taxation à cinq points de base, les recettes de la taxe seraient comprises entre 25 et 80 milliards de dollars annuels. Ces dernières estimations sont donc très proches de celles obtenues précédemment (tableau 5.3), lorsque les coûts de transaction sont faibles¹⁷².

L'intérêt de ce projections ne réside cependant pas tant dans le comparatif des niveaux de recettes que dans la possibilité de mesurer la ventilation de celles-ci pour

¹⁷² A titre de comparaison, nos estimations sont supérieures à celles des institutions belge et finlandaise [2001], dont les montants sont compris entre 20 et 45 milliards de dollars pour des taux de un à cinq points de base. Bien que notre méthode de calcul soit plus prudente, cela s'explique par l'augmentation de la base taxable depuis 2001 et par les valeurs d'élasticités (plus faibles) retenues.

chaque type d'opérateurs. A partir du tableau 5.4, nous construisons le graphique 5.4. Ce dernier met en exergue la contribution intersectorielle aux recettes d'une taxe Tobin :

Graphique 5.4 Contribution intersectorielle et recettes d'une taxe Tobin



Lecture : part dans les recettes totales du secteur financier interbancaire, du secteur financier non bancaire et du secteur non financier.

On constate que la contribution du secteur interbancaire ne cesse de décliner à mesure que le taux de taxation s'élève. C'est bien évidemment là que la sensibilité à la taxe est la plus marquée et que les coûts de transaction sont les plus faibles. Pour des taux de taxation très élevés (supérieurs à 0,25), la part des banques dans la totalité des recettes devient très faible (elle tombe à moins de 20%) en raison de la *quasi* disparition de ce secteur de marché. Les coûts de transaction sont en effet complètement « inondés » par la taxe. A l'opposé, le secteur non financier, dont le poids ne dépasse pas 14% du total des transactions, contribue pour près d'un tiers à la recette totale pour des taux supérieurs à 0,1%. La contribution des organismes financiers non bancaires est, quant à elle, relativement stable (40% des recettes totales). L'influence croissante de ce secteur avec le taux de taxation lui vaut même d'être le contribuable le plus sollicité pour des taux supérieurs à 0,75% (0,15% dans la littérature).

Cela démontre que l'instauration éventuelle d'une taxe de type Tobin doit nécessairement se faire à taux faible. Un tel taux, inférieur à 5 points de base, permettrait de générer des recettes substantielles sans entraver le fonctionnement normal du marché (secteur interbancaire notamment) et sans faire peser une charge lourde sur le

secteur réel. La maximisation à tout prix des recettes n'est donc pas une solution à envisager si on ne veut pas que la taxe sur les transactions de change devienne une taxe sur les investissements réels.

Cette condition va à l'encontre de nombreuses thèses, maladroitement partisans de la taxe, qui recommandaient d'élever le plus possible le taux de taxation afin de maximiser les recettes tout en courbant de surcroît la spéculation. Au contraire, un taux faible permet d'atteindre des revenus conséquents sans prendre le risque de reporter la charge de la taxe sur les investisseurs réels. En contrepartie, cela implique de renoncer à lutter prioritairement contre la spéculation, tout du moins la spéculation de grande ampleur, qui ne peut être enrayée que par des taux élevés¹⁷³.

Conclusion

La question des revenus que générerait une taxe de type Tobin a été abondamment traitée dans la littérature depuis dix ans. Longtemps, les approximations qui en ont été faites, souvent mécaniques, ont produit des résultats très hétérogènes et arbitraires. Il a fallu attendre l'aboutissement de travaux institutionnels, à l'orée des années 2000, pour affiner les estimations. En parcourant la littérature, il est possible de dégager un certain consensus quant aux hypothèses qui sous-tendent une estimation objective : prise en compte de la fraude fiscale, du contournement, de taux de taxation faibles et de la sensibilité des opérateurs. C'est pourtant la discussion de cette dernière qui fait encore défaut, alors qu'elle est paradoxalement à la base de l'assiette de l'impôt. Les apports de la littérature du marché des changes (Frankel [1996], Spahn [2002],...), conjugués à notre quantification empirique de l'élasticité dans le chapitre quatre, nous ont permis de dépasser ces limites.

De façon tout à fait objective, et prudente, la valeur de cette « manne financière » oscillerait entre **25 et 80 milliards de dollars annuels**. Lorsque les contributions intersectorielles sont considérées, nos projections montrent qu'un taux élevé serait contre-productif : quand bien même un niveau plus élevé de revenus serait

¹⁷³ Cela suppose que le modèle de Frankel [1996], pour qui des taux faibles se transforment en charges de taxe élevées, ne s'applique pas.

atteint, la charge de la taxe serait complètement reportée sur les investisseurs productifs et ce, dans tous les cas de figure.

Si un taux faible à modérément élevé est *in fine* retenu, on pourra espérer conserver la structure actuelle du marché des changes. En contrepartie, et c'est un prix à payer, les spéculateurs risquent d'être moins pénalisés par la taxation. Cela atteste qu'il y a des conflits d'objectifs dans la taxe Tobin. Privilégier la maximisation des recettes à taux élevé pourrait dénaturer fortement le marché et pénaliser la sphère réelle. Ce risque doit être pris en compte si les décideurs politiques décident de maximiser les revenus d'une telle taxe.

Soulignons par ailleurs le fait que nous avons considéré le cas d'une taxe mondiale. Or, tous les pays, les Etats-Unis en tête, ne sont pas aujourd'hui disposés à accepter la mise en place d'une telle taxe¹⁷⁴. L'Allemagne, l'Australie, l'Autriche, la Belgique, le Canada, la Finlande, la France ou l'Inde se sont positionnés favorablement, mais seuls la France et la Belgique ont voté une loi. Celle-ci conditionne d'ailleurs l'instauration d'une taxe sur les transactions de change à l'adhésion de tous les pays de la zone Euro.

Le problème politique de l'adhésion d'un nombre élevé de pays constitue aujourd'hui encore, le cheval de bataille des plus hostiles opposants à la taxation des transactions de change. Conscients de la difficulté de parvenir à un accord universel ou multilatéral, compte tenu notamment de la vive opposition manifestée par les Etats-Unis, d'aucuns (Bismans [2000], Patömaki [2001, 2007], Cecil [2001], Jetin et Denys [2005]) défendent l'idée d'une taxe régionale et implémentée unilatéralement, par un petit groupe de pays¹⁷⁵. L'Union Européenne et la Suisse sont souvent cités.

¹⁷⁴ Voir les études de Jetin et Denys [2005] et Spratt [2006] sur les modalités d'implémentation d'une taxe Tobin.

¹⁷⁵ Pour Sehm et Patömaki [1999], l'implémentation pourrait même se faire en deux phases, à l'aide d'une instance européenne supranationale : dans la première, un faible taux viendrait s'appliquer aux transactions effectuées par le groupe de pays signataires, alors qu'un taux plus élevé viendrait frapper les transactions avec les pays extérieurs à la zone. Cela permettrait d'éviter les problèmes d'évasion fiscale tout en exerçant une incitation pour les pays extérieurs à intégrer la zone ; dans une seconde, une taxe universelle pourrait finalement être instaurée. Patömaki et Denys [2002] vont même plus loin en développant l'idée d'un traité sur la taxation des transactions de devises mondiales dont le travail préparatoire a montré qu'il pourrait déjà rassembler près de 20% des marchés des changes. Cette dernière solution ne nous semble pas être la meilleure.

En tout état de cause, même dans le pire des cas, les revenus de la taxe seraient loin d'être négligeables. Dans le cas d'une taxe à l'échelle européenne, on peut penser qu'ils atteindraient presque la moitié des revenus précités, soit au minimum 12,5 milliards de dollars annuels¹⁷⁶. Par conséquent, il reste alors à se poser la question de l'utilisation de tels revenus, bien qu'il appartient aux populations de chaque pays de décider, en dernier ressort, quelles sont les priorités à faire prévaloir.

A titre de simple contribution au débat, nous pouvons imaginer que les gouvernements directement concernés conserveraient une partie des recettes. Ainsi, cela pourrait inciter certains pays industrialisés plutôt réticents à adopter cette mesure, puisqu'ils disposeraient de nouvelles ressources. Ces dernières pourraient contribuer à la réduction du déficit public, de la dette, à l'engagement de nouvelles politiques sociales... Ensuite, une partie du solde restant pourrait être confiée à une institution internationale existante ou à créer, afin de gérer des projets appropriés dans les pays en développement : pour rappel, selon le PNUD [2004], « seuls » 20 milliards de dollars suffiraient à éradiquer l'extrême pauvreté mondiale. Nul doute que la manne récoltée par une taxation sur les flux de change pourrait contribuer à mener des projets de développement à l'international.

La forte valeur symbolique que l'on a attribuée à la taxation des transactions de change – et que ne partageait pas Tobin – en termes de défense de la valeur travail et de la lutte contre la « tyrannie des marchés financiers »¹⁷⁷ a incité à réfléchir sur une double redistribution : *intra* pays industrialisés, entre les régisseurs de l'activité financière et les autres (notamment « l'activité réelle »), et *inter* pays, entre les populations riches du Nord et celles du Sud, dont l'accès aux marchés financiers est restreint. Cette vision de la taxe et de ses affectations n'est pas partagée par tous. Pour certains (De Grauwe [2000], Spahn [2002]), la redistribution *intra* pays industrialisés est menacée par le danger de répercussion du coût de la taxe, que nous avons largement évoqué, alors que la redistribution *inter* pays est dénoncée par ceux qui ne croient pas en l'aide au développement (en raison de la corruption, de l'inefficience des dépenses publiques...) mais plutôt aux réformes structurelles. Parmi ces réformes, la réduction de

¹⁷⁶ Si on comptabilise les places de Paris, Londres, Francfort, Amsterdam, Luxembourg et Zurich, on totalise environ 46% du marché. Même si les élasticités des opérateurs seraient probablement supérieures à ce qu'elle sont pour une taxe mondiale, on peut admettre que les revenus d'une taxe régionale rapporteraient près de la moitié de ceux d'une taxe mondiale ou quasi mondiale.

¹⁷⁷ Pour reprendre le titre de l'ouvrage de Bourguinat [1987].

la volatilité des taux de change apparaît essentielle, car ce sont les pays en développement qui sont les plus vulnérables à des variations brutales du change. Les banques centrales sont mises à mal, en cas d'attaques spéculatives, et s'endettent en puisant dans leurs réserves de change. L'affectation des revenus apparaît, de ce point de vue, secondaire, derrière l'objectif de volatilité pour ces pays. Or, comme nous l'avons vu au chapitre 3, l'objectif de volatilité reste incertain.

En accord avec d'autres, nous pensons donc qu'une fraction des recettes pourrait également être conservée afin de constituer un fonds de stabilisation internationale (ou de façon équivalente une augmentation des réserves en devises), qui permettrait de veiller à la cohérence du système monétaire international, en particulier en cas de crise grave où la taxe, à faible taux, ne constituerait pas un mécanisme préventif suffisant. Cela permettrait d'assurer le développement des pays du Sud, d'une part par des aides directes, et d'autre part, par un accompagnement structurel.

Pour ce qui est de nos estimations, il serait souhaitable à l'avenir, de les réactualiser, compte tenu de l'augmentation prévisible du volume des transactions de change, et donc de la base taxable. On peut penser en effet que le développement structurel du marché des changes n'est pas terminé, en particulier dans la consolidation des différentes places mondiales entre elles. Les coûts de transactions devraient donc encore diminuer et les volumes poursuivre leur course vers le haut. On peut enfin penser que le choix du lieu de collecte (échange ou livraison) aura une incidence sur l'assiette de la taxe.

En tout état de cause, les possibles affectations de cette somme conséquente ne manquent pas et il n'est pas de notre ressort de les hiérarchiser. Toutefois, un partage équitable entre les populations taxées et les pays en développement, mais aussi entre la fourniture de biens publics et la constitution d'un fonds de stabilité internationale aurait notre préférence.

Annexe 5.1

Le modèle de Felix et Sau [1996, p. 228-230]

Soit une firme représentative qui fournit des devises, l'exemple le plus représentatif étant un organisme bancaire. Ce volume de devises, noté V , répond à une demande de transactions commerciales d'une part (Y désigne les échanges mondiaux de biens et services) et à une demande de spéculation. Cette dernière répond donc à une demande de change fonction de i et f , respectivement les vecteurs de taux d'intérêt et du taux d'inflation.

Le volume des changes à une période donnée est :

$$V = V(p, Y, i, f) \quad (1)$$

avec p les honoraires de change, c'est-à-dire le prix pratiqué par la banque pour une unité de change.

Il est possible de réécrire (1) comme une fonction de demande inverse standard :

$$p = p(V, Y, i, f) \quad (2)$$

On peut alors poser :

$$R = p V \quad (3),$$

c'est-à-dire qu'il est ainsi possible d'exprimer le revenu de la firme représentative comme un produit du volume des changes et des honoraires.

Par substitution :

$$R = p(V, Y, i, f) V \quad (4)$$

Notons qu'il est supposé que Y , i et f sont traités de façon exogène et que V est une fonction de demande linéaire.

Par conséquent, la fonction de revenu R est une parabole par rapport à la variable quantitative V :

$$R = gV^a \quad (5)$$

avec $0 < a < 1$ et g un paramètre qui n'est pas spécifié.

De même, on écrit la fonction de coût suivante :

$$C = tV^b \quad (6)$$

avec $b > a$ et t le coût de transaction unitaire, donc quand $V=1$, la taxe Tobin est considérée comme un montant additif à t .

Le profit P de la firme ($P = R - C$) en question est alors maximisé.

$$\underset{P}{Max} P = gV^a - tV^b$$

Ce qui nous permet d'exprimer les conditions de premier ordre :

$$agV^{a-1} = btV^{b-1} \quad (7)$$

Finalement, on loglinéarise (7) :

$$\ln(agV^{a-1}) = \ln(btV^{b-1}) \quad (8)$$

Ce qui nous donne :

$$\ln V = \frac{\ln t + \ln b - \ln a - \ln g}{a - b} \quad (9).$$

Il est alors possible d'explicitier un paramètre fondamental dans l'analyse de l'introduction d'une taxe Tobin, à savoir la sensibilité du volume des transactions de changes par rapport au coût de transaction unitaire, et par conséquent, l'élasticité de la

¹⁷⁸ On peut supposer que les auteurs ont suivi le raisonnement suivant :

$\ln(agV^{a-1}) = \ln(btV^{b-1})$ est équivalent à $\ln(ag) + (a-1)\ln V = \ln(bt) + (b-1)\ln V$. On peut donc écrire : $\ln a + \ln g + a \ln V - \ln V = \ln b + \ln t + b \ln V - \ln V$, soit : $\ln V(a-b) = \ln b + \ln t - \ln a - \ln g$. Nous retrouvons, par conséquent, l'équation (9).

taxe par rapport à la base taxable vu plus haut. Mathématiquement, cela se traduit par la dérivé de $\ln V$ par rapport à $\log t$, soit :

$$\frac{\partial \ln V}{\partial \ln t} \frac{-1}{b-a} = -E^{179} \quad (10),$$

E étant un nombre positif et désignant l'élasticité.

Enfin, on stipule que le paramètre b est fonction du volume des changes (V) et de la durée moyenne des transactions (D) :

$$b = b(V, D) \quad (11),$$

avec $\frac{\partial b}{\partial V} < 0$ et $\frac{\partial b}{\partial D} > 0$.

En effet, on peut penser qu'une diminution du volume des changes augmentera les coûts de transaction, puisque les banques voudront garder les mêmes revenus, et augmentera la durée moyenne des échanges de devises (ce qui est logique, moins il y aura de transactions et plus un agent conservera ses devises pendant une durée significative).

¹⁷⁹ Là aussi, nous supposons que le cheminement de FELIX et SAU a été le suivant : $\frac{\partial \ln V}{\partial \ln t} = \frac{a-b}{(a-b)^2} = \frac{1}{a-b}$. Comme ces auteurs supposent que $b > a$, alors on peut écrire $\frac{1}{a-b} = \frac{-1}{b-a}$.

Conclusion Générale

A bien des égards, la taxation des transactions de change est une mesure singulière. Longtemps oubliée après la formulation originelle de Tobin en 1972, elle a suscité un intérêt dépassant largement le cadre des sphères académiques, de la fin des années quatre-vingt-dix au début des années deux-mille. A l'exception des travaux de l'ouvrage de Grunber et *al.*, il n'existe pas de travaux d'ordre théorique sur la question. Aussi le débat reste-t-il cantonné aux oppositions idéologiques entre les partisans et les adversaires d'une telle mesure. Pour en élargir le questionnement et fournir de nouvelles démonstrations de ces effets potentiels, en particulier sur les canaux par lesquels elle pourrait stabiliser les taux de change sans affecter les investissements productifs, il nous a semblé nécessaire de proposer de nouveaux angles d'analyse.

Dans le second chapitre, nous nous sommes intéressés à deux questions non traitées dans la littérature : d'une part à l'impact de la taxation des transactions de change sur la sphère réelle, et d'autre part, sur sa faculté à affecter différemment les investisseurs selon leurs anticipations. Pour cela, une analyse de simulation stochastique a été menée pour quatre mille répliques. Selon cette dernière, sur un plan microéconomique, tous les investisseurs productifs subissent, comme on pouvait le penser *ex ante*, une perte de bien-être significative. Cependant, les investisseurs qui anticipent les modifications du change à long terme sont très peu pénalisés. Les agents aux anticipations de court terme subissent en revanche de larges pertes de revenus. Nos travaux sont donc, de ce point de vue, tout à fait conformes aux assertions de Tobin [1978, 1995, 1996] et de Frankel [1996].

Sur d'autres aspects, majoritairement d'ordre macroéconomique, les effets de la taxation des transactions de change peuvent justifier les réserves à son égard. Si les investissements internes augmentent après l'instauration d'une telle mesure, il s'ensuit une nette réduction du stock de capital mondial. De surcroît, lorsque les pays sont asymétriques, la taxe accroît les revenus des pays à monnaie forte mais fait de même avec les pertes des pays à monnaie faible. Par ailleurs, la taxe semble accroître la volatilité des revenus de l'ensemble des investisseurs.

Au final, si notre modèle ne prévaut pas uniquement, les investisseurs sont donc incités à modifier leurs anticipations de façon à calquer leur comportement sur les

agents dits « rationnels ». La prise en compte dans notre modèle de ce processus d'ajustement dynamique nous paraît constituer une extension réalisable.

Le troisième chapitre s'intéresse à la question la plus couramment traitée dans la littérature sur la taxation à la Tobin, celle de sa capacité à réduire la volatilité des taux de change. A partir d'un modèle théorique situé au carrefour des modèles macro-monnaires et de l'analyse microstructurelle, nous montrons que la taxe réduit la demande de transactions de devises de tous les opérateurs, y compris ce que nous appelons les *noise traders*. En endogénéisant le nombre d'agents déstabilisateurs susceptibles d'entrer sur le marché, il vient que la taxation des transactions de changes réduit le bénéfice marginal de ces agents, quelque soit le nombre d'agents déjà présents sur le marché. Elle diminue par conséquent leur incitation à entrer sur le marché des changes.

Cette réduction s'avère suffisante, même à de faibles taux, pour réduire la volatilité des changes sans entraver l'efficacité du marché, si la condition suivante est respectée : le taux optimal pour lequel le coût est toujours inférieur au bénéfice escompté, doit être faible. Il n'est pas possible de quantifier précisément le niveau de taux faible dans notre modèle. Une alternative consiste par conséquent à mener des études empiriques. Nous proposons de quantifier économétriquement la sensibilité des opérateurs du marché des changes à la taxation dans le chapitre suivant. L'importance de cette dernière fournira des implications normatives quant au niveau du taux de taxation susceptible de ne pas « dénaturer » le marché.

On dispose pour ce faire dans le quatrième chapitre d'une base de données réelles fournie par *Reuters*. Après traitement de cette dernière, il est possible d'estimer économétriquement la valeur de l'élasticité des transactions de change à la taxe. C'est en effet la mesure de cette dernière qui permet d'appréhender la sensibilité des opérateurs du marché à une augmentation des coûts de transaction induite par la taxe. Plus la contraction du marché est importante et plus la réaction des opérateurs à une augmentation, même faible, de leurs coûts, est elle-même élevée. Cela peut supposer néanmoins deux choses : soit que la taxe a atteint son but en courbant la spéculation, et

par assimilation, une proportion non négligeable d'agents déstabilisateurs, et qu'elle peut donc réduire l'instabilité du marché ; soit qu'elle a entraîné une rupture dans la chaîne de partage du risque, qui peut entraîner un effet compensatoire sur la volatilité.

Sur un plan méthodologique, nos données possèdent une double dimension : individuelle et temporelle. En effet, ce sont des données haute fréquence pour plusieurs parités monétaires. Les tests de racine unitaire en panel nous montrent que nos séries sont toutes intégrées d'ordre un. Il est donc possible de tester l'existence d'une relation linéaire, ou relation de cointégration, entre le volume des changes et les coûts de transaction. La procédure de Pedroni nous permet de conclure à l'existence d'une relation significative de long terme, et donc d'une élasticité. Le recours aux modèles à effets fixes nous permet de quantifier cette dernière : pour l'ensemble des parités, elle est égale à -0,45, sachant qu'elle inclut la parité dollar canadien/dollar américain dont l'influence sur le marché est minime. Cette valeur se situe au milieu des estimations arbitraires faite dans la littérature : -0,32 pour Frankel [1996], -0,77 et -1 pour les rapports des Ministère des finances allemands et français (respectivement [2002] et [2000]). Cela signifie qu'un doublement des coûts de transactions conduirait à une réduction de près de la moitié du marché des changes, ce qui est loin d'être négligeable.

Dans le cinquième et dernier chapitre, on s'intéresse à un des objectifs dont la portée a été considérablement reconsidérée depuis quelques années : générer une nouvelle manne financière par le biais de la taxation des transactions de change. Outre l'intérêt intrinsèque de disposer de revenus supplémentaires, dont les affectations ne sauraient manquer, cet objectif présente l'intérêt de justifier l'introduction d'une taxe de type Tobin, quelle que soit sa capacité réelle à stabiliser les taux de change. Après avoir préalablement montré que les estimations des recettes figurant dans la littérature sont fortement hétérogènes, parce qu'elles reposent sur un certain nombre d'hypothèses arbitraires, nous en proposons une nouvelle quantification. Nous montrons, par quelques simulations numériques, que la prise en compte d'une élasticité des transactions de change à la taxation robuste, parce qu'elle détermine *in fine* la valeur de la base taxable, est primordiale. Ce faisant, en nous appuyant sur l'élasticité déterminée au présent

chapitre, il est nous est possible de fournir une fourchette réaliste, et par là crédible, de ce que seraient les recettes de la taxe.

L'instauration d'une taxe sur les opérations de change permettrait de rapporter au minimum vingt milliards de dollars annuels, soit, à titre de comparaison, le seuil minimum pour éradiquer l'extrême pauvreté mondiale selon le PNUD [2004]. Si les conditions les plus favorables à une maximisation des recettes étaient retenues, des revenus de l'ordre de soixante dix milliards seraient générés. Avec une telle « manne financière », nous pensons qu'il serait possible d'atteindre, au moins, un double objectif : d'une part financer le développement à l'échelle mondiale, d'autre part, stabiliser les marchés financiers mondiaux. En effet, dans l'optique où la taxe ne pourrait être un garant direct de la stabilité des taux de change, elle pourrait l'être indirectement : en constituant un fonds de stabilisation internationale, elle pourrait venir grossir les réserves de changes des banques centrales. L'institution en charge de la taxe pourrait de ce fait agir en tant que prêteur en dernier ressort.

Bibliographie

- [1] **ABEL A. EBERLY J.** [1999], *Investment and q with Fixed Costs : An Empirical Analysis*, mimeo.
- [2] **ABDELKHALEK DUFOUR** [1998], « Statistical Inference for Computable General Equilibrium Models, with application to the Moroccan Economy, *Review of Economics and Statistics*, LXXX, pp. 520-534.
- [3] **ABDELKHALEK DUFOUR** [2002], « Confidence Regions for Calibrated Parameters in Computable General Equilibrium Models », *Annales d'Economie et de Statistique*, n° 81, pp. 1-32.
- [4] **ALIBER R.Z.** [1970], « A Theory of Foreign Direct Investment », in *The International Corporation : A Symposium*, sous la direction de C.P. KINDLEBERGER, MIT Press, Cambridge, pp. 17-34.
- [5] **ALIBER R., CHOWDHRY B., YAN S.** [2003], « Some Evidence that a Tax on Foreign Exchange Transactions may Increase Volatility », *European Finance Review*, 7.
- [6] **ANDREWS D.** [1991], « Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation », *Econometrica*, vol. 59, n° 3, pp. 817-858.
- [7] **ARESTIS P., SAWYER M.** [1997], « How many cheers for the Tobin transaction tax?, *Cambridge Journal of Economics*, vol. 21, 6, pp. 753-768.
- [8] **ARNDT C.** [1996], « An Introduction to Systematic Sensitivity Analysis via Gaussian Quadrature », *GTAP technical Paper* n°2, pp. 1-15.
- [9] **ATHUKORALA P.-C., RAJAPATIRANA S.** [2003], « Capital Inflows and the Real Exchange Rate : A comparative Study of Asian and Latin America », *The World Economy*, vol. Vol. 26, n° 4, p. 613-637.
- [10] **BAILLIE R. T., KILIC R.** [2006], « Do Asymmetric and Nonlinear Adjustments Explain the Forward Premium Anomaly? », *Journal of International Money and Finance*, vol. 25, n°1, pp. 22-47.
- [11] **BAILLIU J., KING M.** [2005], « Quels sont les déterminants des taux de change », *Revue de la Banque du Canada*, automne, pp. 29-42.
- [12] **BALASSA B.** [1964], « The purchasing power parity : a reappraisal », *Journal of Political Economy*, vol. 72, n° 6, pp. 584-596.
- [13] **BALTAGI B.H.** [2005], *Econometric Analysis of Panel Data*, Wiley, Chichester, 3d edition.

- [14] **BARTOLONI L., GIORGIANNI L.** [2001], « Excess volatility of exchange rates with unobservable fundamentals », *Review of International Economics*, vol. 9, n° 3, pp. 518-530.
- [15] **BAUER C. HERZ B.** [2005], « Technical Trading, Monetary Policy, and Exchange Rate Regimes », *Global Finance Journal*, vol. 15, n° 3, pp. 281-302.
- [16] **BEINE M., DE GRAUWE P., GRIMALDI M.** [2005], « The impact of fx central bank in a noise trading framework », *CESifo Working Paper* n° 1520, pp. 1-35.
- [17] **BEINE M., DOCQUIER F.** [1998], « A Stochastic Simulation Model of an Optimum Currency Area », *Open Economics Review*, 9, pp. 227-255.
- [18] **BENSAID B., JEANNE O.** [1996], « Fragilité des systèmes de change fixe et contrôle des capitaux », *Economie et Prévision*, n°123-124, pp. 163-174.
- [19] **BERGLUND T. HONKAPOHJA S. MIKKOLA A., SUVANTO A.** [2001], *Promoting the Stability of International Capital Movements*, Ministry of Finance Research Reports, Helsinki.
- [20] **BESSEMBINDER H.** [1994], « Bid-Ask Spreads in the Interbank Foreign Exchange Markets », *Journal of Financial Economics*, vol. 35, n°3, pp. 317-348.
- [21] **BIANCANI G., GALLA T., MARSILI M.** [2007], « Effects of Tobin Taxes in Minority Games Market », Working Paper
- [22] **BIS (Bank for International Settlements)** [2005], *Triennial Central Bank Survey of Foreign Exchange and Derivatives Market Activity in April 2004*, Bale, pp. 1-22.
- [23] **BIRD G., RAJAN R.S.** [2001], « International Currency Taxation and Currency Stabilisation in Developing Countries », *The Journal of Development Studies*, vol. 37, n° 3, pp. 21-38.
- [24] **BLOOMFIELD R., O'HARA M., SAAR G.** [2006], « The Limits of Noise Trading : An Experimental Analysis », *Working Paper*.
- [25] **BORDO M., EICHENGREEN B., KLINGEBIEL D., MARTINEZ-PERIA M. Z.** [2001], « Is the Crisis Problem Growing More Severe ? », *Economic Policy : A European Forum*, n° 32, pp. 53-82.
- [26] **BOSCO SANTORO** [2004], « Tobin Tax : A mean Variance Approach », *Finanzarchiv*, vol. 60, pp. 446-459.
- [27] **BOURGUINAT H.** [1987], *Vertiges de la finance internationale*, Economica.
- [28] **BOURGUINAT H.** [1999], *Finance internationale*, Thémis Economie, PUF, pp. 1-774.

- [29] **BOURGUINAT H.** [1999], « La régulation de la finance globale », *Projet*, n°257 (mars).
- [30] **BOURGUINAT H.** [2006], *Intégrismes économiques face à la nouvelle donne planétaire*, Dalloz.
- [31] **BOYER R., DEHOVE M., PLIHON D.** [2004], *Les crises financières*, rapport du CAE n° 50.
- [32] **BISMANS F.** [2000], « Qu'est ce que la taxe Tobin ? », *Cahiers Marxistes*, n° 219, pp. 26-68.
- [33] **BISMANS F., DAMETTE O.** [2006], *Elasticité des transactions de change à la taxation : une approche économétrique*, mimeo, pp. 1-33.
- [34] **BREITUNG J.** [2000], « The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data », in BALTAGI, B. [2000], pp. 161-178.
- [35] **BROWN R.L., DURBIN J., EVANS, J.M.** [1975], « Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over the Time », *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, vol. 37, n°2, pp. 149-192.
- [36] **CABALLERO R., ENGEL E.** [1999], « Explaining Investment Dynamics in U.S. Manufacturing : A Generalized Approach », *Econometrica*, vol. 67, n° 4, pp. 783-826.
- [37] **CARLSON J., OSLER C.** [2005], « Short-Run Exchange-Rate Dynamics : Theory, and Evidence », *Working Paper*, Brandeis University.
- [38] **CARPENTER WANG** [2003], « Sources of Private Information in FX Trading », *Typescript*, University of New South Wales, Australie, Janvier.
- [39] **CARTAPANIS A.** [2004], *Les marchés financiers internationaux*, Collection Repères.
- [40] **CHEUNG Y.-W., CHINN M.** [2001], « Macroeconomic Implications of the Beliefs and Behavior of the Foreign Exchange Traders », NBER *Working Paper* n° 7417.
- [41] **CHEUNG Y.-W., CHINN M.** [2001], « Currency Traders and Exchange Rates Dynamics : a Survey of the US Market », *Journal of International Money and Finance*, vol. 20, n° 4, pp. 439-471.
- [42] **CHEUNG Y.-W., CHINN M., GARCIA PASCUAL A.** [2005], « Empirical Exchange Rate Models of the 1990's : Are Any Fit to Survive ? », *Journal of International Money and Finance*, vol. 24, n° 7, pp. 1150-1175.

- [43] **CHEUNG Y.-W., WONG C. Y.-P.** [2000], « A Survey of Market Practitioners' Views on Exchange Rate Dynamics », *Journal of International Economics*, vol. 51, pp. 401-419.
- [44] **CHOI I.** [2001], « Unit Root Tests for Panel Data », *Journal of International Money and Finance*, vol. 20, n° 2, pp. 249-272.
- [45] **CHABOUD A., WEINBERG S.** [2001], « Foreign Exchange Markets in the 1990s: Intraday Market Volatility and the Growth of Electronic Trading », *BIS Paper n°12*, pp. 138-147.
- [46] **CONSEIL SUPERIEUR DES FINANCES** [2001], *Avis relatif à l'instauration éventuelle d'une taxe de type Tobin*, disponible à l'adresse Internet : http://www.minfin.fgov.be/portail1/fr/actu/tobin_rapport_juin_2001.pdf
- [47] **COOPER R.W., HALTIWANGER J.C** [1999], «Machine Replacement and the Business Cycle : Lumps and Bumps », *American Economic Review*, vol. 89, n° 4, pp. 921-946.
- [48] **CUKIERMAN A., GOLDSTEIN I., SPIEGEL Y.** [2004], « The Choice of Exchange Rate Regime and Speculative Attacks », *Journal of the European Economic Association*, vol. 2, n°6, pp. 1206-1241.
- [49] **DAMETTE O.** [2005], « Une évaluation quantitative du rendement d'une taxe Tobin », *Cahiers de l'Association Tiers-monde*, n°20-05.
- [50] **DAVIDSON P.** [1997], « Are Grains of Sand in the Wheels of International Finance Sufficient to Do the Job When Boulders Are Often Required? », *Economic Journal*, vol. 107, n° 442, pp. 671-686.
- [51] **DAWKINS C.** [2005], « Extended Sensitivity Analysis for Applied General Equilibrium Models », *Revista de Economia del Rosario*, vol.8, n°2, pp. 85-111.
- [52] **DE BRUNHOFF S., JETIN B.** [2000], « La taxe Tobin : une mesure forte contre l'instabilité financière » dans *Les pièges de la finances mondiale*, Chesnais et Plihon (ed), La découverte, Paris.
- [53] **DE GRAUWE P.** [2000], « Controls on Capital Flows », *Journal of Policy Modeling*, vol. 22, n° 3, pp. 391-405.
- [54] **DE GRAUWE DEWACHTER** [1992], « Chaos in the Dornbush Model of Exchange Rate », *Kredit and Kapital*, vol. 25, n° 1, pp. 27-54.
- [55] **DEHOVE M.** [2003], *Crises financières : deux ou trois choses que nous savons d'elles. Que nous apprend l'approche statistique des crises financières ?*, mimeo, CAE, avril.

- [56] **DE LONG B., SHLEIFER A., SUMMERS L., WALDMANN R.** [1990], « Noise Trade Risk in Financial Markets », *Journal of Political Economy*, vol. 98, n°4, pp. 703-738.
- [57] **DE VUYST E.A., PRECKEL P.V.** [1997], « Sensitivity Analysis Revisited : A Quadrature-Based Approach », *Journal of Policy Modeling*, vol. 19, n°2, pp. 175-185.
- [58] **DICKEY D., FULLER W.** [1979], « Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 74, n° 366, pp. 427-431.
- [59] **DICKEY D., FULLER W.** [1981], « Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root », *Econometrica*, vol. 49, n° 4, pp. 1057-1072.
- [60] **DIMAND R.** [2005], « Tobin, Globalization, and Capital Flows », Department of Economics, Brock University, *Working Paper*, pp. 1-22.
- [61] **DOOLEY M.** [1996], « The Tobin Tax : Good Theory, Weak Evidence, Questionable Policy » in GRUNBERG I., UL HAQ M. et KAUL I. (eds), *The Tobin Tax: Coping with Financial Volatility*, Oxford University Press, pp. 83-106.
- [62] **DORNBUSCH R.** [1976], « Expectations and Exchange Rate Dynamics », *Journal of Political Economy*, vol. 84, n° 6, pp. 1161-1176.
- [63] **D'ORVILLE H., NAJAMN D.** [1995], *Towards a new multilateralism : funding global priorities*, United Nations.
- [64] **DOW J., RAHI R.** [2000], « Should Speculators Be Taxed? », *The Journal of Business*, vol. 73, n°1, janvier, pp. 89-107.
- [65] **DOOLEY M.** [1996], « The Tobin Tax : Good Theory, Weak Evidence, Questionable Policy » dans GRUNBERG I., UL HAQ M. et KAUL I. (eds), *The Tobin Tax: Coping with Financial Volatility*, Oxford University Press, pp. 83-106.
- [66] **DUPONT D.Y., LEE G.S.** [2006], Effects of Securities Transactions Tax on Depth and Bid-Ask Spread, *Economic Theory*, vol. 31, n° 2, pp. 393-400.
- [67] **EASLEY D., O'HARA M.** [1992], « Time and the Process of Security Price Adjustment », *Journal of Finance*, vol. 47, n°2, pp. 577-605.
- [68] **EHRENSTEIN G., WESTERHOFF F., STAUFFER D.** [2005], « Tobin Tax and Market Depth », *Quantitative Finance*, vol. 5, n° 2, pp. 213-218.
- [69] **EICHENGREEN B., TOBIN J., WYPLOSZ C.** [1995], « Two cases for sand in the wheels of international finance », *The Economic Journal*, vol. 105, n° 428, pp. 162-172.

- [70] **EICHENGREEN B., WYPLOSZ C.** [1996], «Taxing International Financial Transactions to Enhance the Operation of the International Monetary System », in GRUNBERG I., UL HAQ M. et KAUL I. (eds), *The Tobin Tax: Coping with Financial Volatility*, Oxford University Press
- [71] **EICHNER T. , WAGENER A.** [2004], « The effects of the Tobin Tax on the Speculation and Hedging » *Discussion Paper*, Université d'Hannovre, pp. 1-13.
- [72] **ELLIOTT G., ROTHENBERG T.J., STOCK J.H.** [1996], « Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root », *Econometrica*, vol. 64, n°4, pp.813-836.
- [73] **ENGEL C.** [1996], « The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium : A survey of Recent Evidence », *Journal of Empirical Finance*, n°3, pp. 132-192
- [74] **ENGLE R.F., GRANGER, C.W.J.** [1987], «Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing », *Econometrica*, vol. 55, pp. 251-276.
- [75] **EVANS M., LYONS R.** [2002], « Order Flow and Exchange Rate Dynamics », *Journal of Political Economy*, vol. 110, n°1, pp. 170-180.
- [76] **EHRENSTEIN G., WESTERHOFF F., STAUFFER D.** [2005], « Tobin Tax and Market Depth », *Quantitative Finance*, vol. 5, pp. 213-218.
- [77] **ERTURK K.** [2006], « On the Tobin Tax », *Review of Political Economy*, vol. 18, n°1, pp. 71-78.
- [78] **EVANS M.** [2002], « FX Trading and Exchange Rate Dynamics », *Journal of Finance*, vol. 57, n°6, pp. 2405-2447.
- [79] **EVANS M. LYONS R.** [2002], « Order Flow and Exchange Rate Dynamics », *Journal of Political Economy*, vol. 110, n°1, p. 170-180.
- [80] **EVANS M. LYONS R.** [2004], « A New Micro Model of Exchange Rate Dynamics », document de travail n° 10379, National Bureau of Economic Research.
- [81] **EVANS M. LYONS R.** [2005], « Meese-Rogoff Redux : Micro Based Exchange Rate Forecasting », *American Economic Review*, vol. 95, n° 2, pp. 405-414.
- [82] **FAN M., LYONS R.** [2003], « Customer Trades and Extreme Events in Foreign Exchange », in *Essays in Honour of Charles Goodhart, vol. 2, Monetary History, Exchange Rates and Financial Markets*, sous la direction de P. Mizen, Cheltenham.
- [83] **FELIX D.** [1995], « Financial Globalization versus Free Trade : The Case for the Tobin Tax », *Discussion Paper* n° 108, UNCTAD, Genève.
- [84] **FELIX D., SAU R.** [1996], « On the Revenue Potential and Phasing in of the Tobin Tax », dans GRUNBERG I., UL HAQ M. et KAUL I. (eds), *The Tobin Tax: Coping with Financial Volatility*, Oxford University Press, pp. 223-254.

- [85] **FLOOD R., ROSE A.** [1999], « Understanding Exchange Rate Volatility without the Contrivance of Macroeconomics », *Economic Journal*, vol. 109, n° 459, pp. 660-672.
- [86] **FLOOD R., ROSE A.** [1995], « Fixing Exchange Rates : A Virtual Quest for Fundamentals », *Journal of Monetary Economics*, vol. 36, n°1, pp. 3-37.
- [87] **FRANKEL J.A.** [1996], « How well do Foreign Exchange markets function might a Tobin tax help ? » in GRUNBERG I., UL HAQ M. et KAUL I. (eds), *The Tobin Tax: Coping with Financial Volatility*, Oxford University Press, pp. 41-81.
- [88] **FRANKEL J., FROOT K.** [1988], « Chartists, Fundamentalists and the Demand for Dollars », *Greek Economic Review*, vol.10, n°1, pp. 49-102.
- [89] **FRANKEL FROOT K.** [1988], « Chartists, Fondamentalists and the Demand for Dollars », *Greek Economic Review*, vol. 10, n° 1, pp. 49-102.
- [90] **FRANKEL FROOT K.** [1990], « Chartists, Fundamentalists, and Trading in the Foreign Exchange Market », *American Economic Review*, vol. 80, n° 2, pp. 181-85.
- [91] **FRENKEL J.** [1976], « A Monetary Approach to the Exchange Rate : Doctrinal Aspects and Empirical Evidence », *Scandinavian Journal of Economics*, n°78, pp. 200-224.
- [92] **FRIEDMAN M.** [1953], « The Case for Flexible Exchange Rates », *Essays in positive Economics*, pp. 157-203.
- [93] **FROOT K., ROGOFF K.** [1995], « Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates » in *Handbook of International Economics*, vol.3, North Holland, Amsterdam, pp. 1647-1648.
- [94] **FROOT K., STEIN J.** [1991], « Exchange Rates and Foreign Direct Investment : An Imperfect Capital Markets Approach », *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 106, n° 4, pp. 1191-1217.
- [95] **GALATI G.** [2000], « Trading volumes, volatility and spreads in foreign exchange markets: evidence from emerging market countries », *BIS Working Paper* n° 93, pp. 1-33.
- [96] **GAULIER G., HURLIN C., JEAN-PIERRE P.** [1999], « Testing Convergence : A Panel Data Approach », *Annales d'Economie et de Statistique*, 55-56, pp. 411-428.
- [97] **GLASSMAN D.** [1987], « Exchange Rate Risk and Transaction Costs : Evidence from Bid Ask Spreads », *Journal of International Money and Finance*, 6(4), pp. 481-490.

- [98] **GOULD J.P.** [1968], « Adjustment Costs in the Theory of Investment of the Firm », *The Review of Economic Studies*, Vol. 35, No. 1. , pp. 47-55.
- [99] **GRAHL J., LYSANDROU P.** [2003], « Sand in the Wheels or Spanner in the Works ? The Tobin Tax and Global Finance », *Cambridge Journal of Economics*, 27, 4, pp. 597-621.
- [100] **GUEMBEL A., SUSSMAN O.** [2004], « Optimal Exchange-Rates : a Market-Microstructure Approach », *Journal of European Economic Association*, vol. 2, n° 6, pp. 1242-1274.
- [101] **HABERER M.** [2003], « Some Criticism of the Tobin Tax », Center of Finance and Econometrics, University of Konstanz, *Discussion Paper* n° 03/09.
- [102] **HABERER M.** [2003], Portfolio Choice and Transactions Taxes, University of Konstanz, *Discussion Paper* n° 03/09.
- [103] **HABERER M.** [2004], « Might a Securities Transactions Tax Mitigate Excess Volatility? Some Evidence From the Literature », *Discussion Paper* n° 04/06, University of Konstanz.
- [104] **HADRI K.** [2000], « Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panel Data », *Econometrics Journal*, 3, pp. 148-161.
- [105] **HAKKIO C.** [1994], « Should We Throw Sand in the Gears of Financial Markets », *Federal Reserve Bank of Kansas City*, vol. 79, n° 2, pp. 17-30.
- [106] **HAMERMESH D., PFANN G.** [1996], « Adjustment Costs in Factor Demand », *Journal of Economics Literature*, 34, pp. 1264-1292.
- [107] **HARRISON G.W.** [1986], « A General Equilibrium Analysis of Tariff Reductions », in T.N. SRINIVASAN, WHALLEY J. (eds), *General Equilibrium Trade Policy Modeling*, MIT Press, Cambridge.
- [108] **HARRISON G.W., VINOD H.D.** [1992], « The Sensitivity Analysis for Applied General Equilibrium Models : Completely Randomized Factorial Sample Designs », *Review of Economics and Statistics*, 74, pp. 357-362.
- [109] **HARRISON G.W., JONES R.C., KIMBELL L.J., WIGLE R.M.** [1993], « How Robust is Applied General Equilibrium Analysis? », *Journal of Policy Modeling*, vol. 15, n° 1, pp. 99-115.
- [110] **HARTMANN P.** [1997], « Do Reuters Spreads Reflect Currencies Differences in Global Trading Activity? », *Discussion Paper*, London School of Economics, pp. 1-34.

- [111] **HARTMANN P.** [1996], « Trading Volumes and Transaction Costs in the Foreign Market Evidence from Daily Dollar-Yen Spot Data », *Discussion Paper*, London School of Economics, 232, pp. 1-21.
- [112] **HARTMANN P.** [1998], *Currency Competition and Foreign Exchange Markets/the Dollar, the Yen and the Euro*, Cambridge University Press.
- [113] **HAU H.** [1998], « Competitive Entry and Endogenous Risk in the Foreign Exchange Market, *Review of Financial Studies* », n° 11, pp. 757-788.
- [114] **HAU H.** [2006], « The Role of Transaction Costs for Financial Volatility : Evidence from the Paris Bourse », *Journal of European Economic Association*, à paraître.
- [115] **HAUSMAN J.A.** [1978], « Specification Tests in Econometrics », *Econometrica*, 46, pp. 1251-1271.
- [116] **HAYASHI F.** [1982], « Tobin's Marginal q and Average q : A Neoclassical Interpretation », *Econometrica*, vol. 50, n° 1, pp. 213-224.
- [117] **HERBET J.B.** [2001], « Peut-on expliquer l'investissement à partir des ses déterminants traditionnels dans les années 1990 ? », *Economie et Statistique*, n° 341-342, pp. 85-106.
- [118] **HSIAO C.** [1986], *Analysis of Panel Data*, Econometric Society Monographs n° 11, Cambridge University Press, Cambridge.
- [119] **HURLIN C., MIGNON V.** [2004], Guide pratique des séries non stationnaires en Panel, disponible sur Internet : pp. 1-42.
- [120] **IM K.S., PESARAN M.H., SHIN Y.** [2003], « Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels », *Journal of Econometrics*, 115, pp. 53-74.
- [121] **ITO H., BRESNAHAN T., GREENSTEIN S.** [1999], *The Sources and Effects of Investment Irreversibility : Large Scale Computing*, mimeo.
- [122] **JACKSON A.** [2003], « Noise Trader Risk Exist...but the Noise Traders are not who you think they are », London Business School, *Working Paper*.
- [123] **JACKSON J. D., THOMPSON H., ZHENG J.** [2005], « Third Country News in the Monetary Model of the Exchange Rate », *Applied Financial Economics*, vol. 15, n° 11, pp. 757-764.
- [124] **JEANNE O., ROSE A.** [2002], « Noise Trading and Exchange Rate Regimes », *Quartly Journal of Economics*, vol. 117, n° 2, pp. 537-569.
- [125] **JEGOUREL Y., TEILETCHE J.** [1999], « Volatilité et liquidité du marché des changes : une approche microstructurelle de la taxe à la Tobin », *Economie et Sociétés*, série monétaire, n° 1-2.

- [126] **JEGOUREL Y.** [2000], *La taxe Tobin : une évaluation*, thèse de doctorat, Université de Bordeaux IV.
- [127] **JEGOUREL Y.** [2002], *La taxe Tobin*, La Découverte, collection Repères.
- [128] **JEGOUREL Y., KAUFFMANN P.** [2006], « Régime de change et autonomie de la politique monétaire dans les régimes de change », *Revue d'Economie Politique*, à paraître.
- [129] **JETIN B.** [2002], *La taxe Tobin et la solidarité entre les nations*, Descartes Cie.
- [130] **JETIN B., DENYS L.A.** [2006], *Ready for Implementation. Technical and Legal Aspects of a Currency Transaction Tax and Its Implementation in the EU*, WEED, Berlin, pp. 1-238.
- [131] **JOHANSEN S.** [1988], « Statistical Analysis of Cointegration Vectors », *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, n° pp. 231-254.
- [132] **JOHANSEN S.** [1995], *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-Regressive Models*, Oxford University Press, Oxford.
- [133] **JOHANSEN S., JUSELIUS K.** [1990], « Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration : With Applications to the Demand for Money », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, n° 2, pp. 169-210.
- [134] **JONES C., SEGUIN P.** [1997], « Transaction costs and price volatility : evidence from commission deregulation », *American Economic Review*, vol. 87, n°4, pp. 728-737.
- [135] **JORGENSEN D.W.** [1963], « Capital Theory and Investment Behavior », *American Economic Review*, vol. 53, n° 2, pp. 247-259.
- [136] **KAISER J., CHUMURA T., PITZ T.** [2006], « The Tobin Tax – a Game Theoretical and an Experimental Approach », *Working Paper*, Université de Bonn.
- [137] **KALDOR N.** [1939], « Speculation and economic activity », *Review of Economic Studies*, vol. 7, n°1.
- [138] **KAO, C.** [1999], « Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data », *Journal of Econometrics*, vol. 90, n° 1, pp. 1-44.
- [139] **KENEN P.** [1995], « Capital controls, the EMS and EMU », *Economic Journal*, n°105, janvier, pp. 181-192.
- [140] **KENEN P.** [1996], « The Feasibility of Taxing Foreign Exchange Transactions », in GRUNBERG I., UL HAQ M., KAUL I. (eds), *The Tobin Tax: Coping with Financial Volatility*, Oxford University Press, pp. 109-128.

- [141] **KERGUERIS J.** (Délégation du Sénat pour la Planification sur les déterminants de l'investissement) [2003], rapport d'information n°35.
- [142] **KEYNES J.M.** [1936], *The General Theory of employment, interest and money*, Mc Millan, Londres.
- [143] **KILLIAN L.** [1999], « Exchange Rates and Monetary Fundamentals : What Do We Learn from Long-Horizon Regressions ? », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 14, n° 5, pp. 491-450.
- [144] **KINDELBERGER C.** [1994], *Histoire mondiale de la spéculation financière*, coll. Finance, éthique, confiance, P.A.U.
- [145] **KLEIN M.W., ROSENGREN** [1994], « The Real Exchange Rate and Foreign Direct Investment in the United States : Relative Wealth vs Relative Wage Effects », *Journal of International Economics*, vol. 36, n° 3-4, pp. 373-389.
- [146] **KLOCKER S., WAGNER C.** [2006], « The Impact of Chartists on Exchange rate dynamics », *Working Paper*, Université de Vienne.
- [147] **KOSTELETOU N., LIARGOVAS P.** [2000], « FDI and Real Exchange Rate Interlinkages », *Open Economic Review*, vol. 11, n°2, pp. 135-148.
- [148] **KUPIEC P.** [1995], « A securities transaction tax and capital market efficiency », *Contemporary Economic Policy*, vol. 13, janvier, pp. 101-112.
- [149] **KWIATKOWSKI D., PHILLIPS P., SCHMIDT P., SHIN Y.** [1992], « Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root : How Sure are we that Economic Time Series have a Unit Root ? », *Journal of Econometrics*, vol. 54, pp. 159-178.
- [150] **LAFRANCE R., TESSIER D.** [2000], « Exchange Rate Variability and Investment in Canada » La variabilité du taux de change et l'investissement au Canada », Actes de Colloque.
- [151] **LANNE M., VESALA T.** [2006], « The effect of a Transaction Tax on Exchange Rate Volatility », Bank of Finland Research, *Discussion Paper* 11/2006, pp. 1-20.
- [152] **LEVIN A., LIN C.F.** [1993], « Unit Root Tests in Panel Data : New Results », University of California at San Diego, *Discussion Paper* 93-56, Université de San Diego.
- [153] **LEVIN A., LIN C.F., CHU C.S.J.** [2002], « Unit Root Tests in Panel Data : Asymptotic and Finite Sample Properties », *Journal of Econometrics*, vol. 108, n° 1, pp. 1-24.

- [154] **LEWIS K.** [1995], « Puzzles in International Financial Markets » in *The Handbook of International Economics* vol. 3, GROSSMAN G.M., ROGOFF K. (ed.), pp. 1913-1971, Elsevier North Holland, Amsterdam.
- [155] **LUCAS R.E.** [1967], « Adjustment Costs and the Theory of Supply », *Journal of Political Economy*, vol. 75, pp. 321-334.
- [156] **LYONS R.** [1995], « Tests of Microstructural Hypotheses in the Foreign Exchange Market », *Journal of Financial Economics*, vol. 39, n° 2-3, pp. 321-351.
- [157] **LYONS R.** [2001], *The Market Microstructure Approach to Exchange Rates*, MIT Press, Cambridge.
- [158] **MADDALA G.S., WU S.** [1999], « A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 61, pp. 653-678.
- [159] **MAIRESSE J., MULKAY B., HALL B.H.** [2001], « Investissement des entreprises et contraintes d'accumulation en France et aux Etats-Unis », *Economie et Statistique*, n°341-342, pp. 67-84.
- [160] **MANNARO K., MARCHESI M., SETZU A.** [2005], « The Impact of Transaction Taxes on Traders' Behaviour and Wealth : a Microsimulation », University of Cagliari.
- [161] **MARKOWITZ H. M.** [1952], « Portfolio Selection », *Journal of Finance*, vol. 7, n° 1, pp.77-91.
- [162] **MARK N., WU Y.** [1998], « Rethinking Deviations from Uncovered Parity : The Role of Covariance Risk and Noise », *Economic Journal*, vol. 108, n° 451, pp. 1686-1706.
- [163] **McCOSKEY S., KAO C.** [1998], « A Residual-Based Test of the Null of Cointegration in Panel Data », *Econometric Reviews*, vol. 17, pp. 57-84.
- [164] **MC KINNON R.** [1976], « Floating Echange Rates 1973-1974 : The Emperor's New Clothes », in Brunner K., Meltzer A., eds., *Institutional Arrangements and the Inflation Problem. Carnegie Rochester Series on Public Policy*, n° 3, pp. 79-114.
- [165] **MEESE R., ROGOFF K.** [1983], « Empirical Exchange Rate Models of the Seventies », *Journal of International Economics*, n° 14, pp. 3-24.
- [166] **MENDE A., MENKHOF L.** [2003], « Tobin tax effects seen from the foreign exchange market's microstructure », *International Finance*, 6, pp. 227-247.
- [167] **MENKHOF L.** [2003], « Examining the Use of Technical Currency Analysis », *International Journal of Finance and Economics*, vol. 2, n° 4, pp. 307-318.

- [168] **MINEFI** [2000], Rapport sur la taxation des opérations de change, la régulation des mouvements de capitaux et les conséquences de la concurrence fiscale entre États, Ministère de l'Économie, des Finances et de l'Industrie, disponible à l'adresse Internet : http://www.finances.gouv.fr/pole_ecofin/international/institutions/dptaxtobin.htm.
- [169] **MUNDELL R.** [2000], « La taxe Tobin est une idée idiote », *Libération*, 3 juillet.
- [170] **MURRAY J., VAN NORDEN S., VIGFUSSEN R.** [1996], « Excess Volatility and Speculative Bubbles in the Canadian Dollar : Real or Imagined? », *Technical Report* n° 76, Banque du Canada.
- [171] **MUSSA M.** [1976], « The Exchange Rate, the Balance of Payments, and Monetary and Fiscal Policy under a regime of controlled floating », *Scandinavian Journal of Economics*, n°78, pp. 229-248.
- [172] **MUSSA M.** [1977], « External and Internal Adjustment Costs and the Theory of Aggregate and Firm Investment », *Economica*, New Series, vol. 44, n° 174, pp. 163-178.
- [173] **NEWKEY W., WEST K.** [1994], « Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation », *Review of Economic Studies*, vol. 61, pp. 631-653.
- [174] **NG S., PERRON P.** [2001], « Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power », *Econometrica*, vol. 69, pp. 1519-1554.
- [175] **NISSANKE M.** [2003], « Revenue potential of the Tobin tax for development finance: a critical appraisal », *School of Oriental and African Studies*, University of London, pp. 1-26.
- [176] **OBSTFELD M., ROGOFF K.** [1995], « Exchange Rate Dynamic Redux », *Journal of Political Economy*, vol. 103, n°3, pp. 624-660.
- [177] **OBSTFELD M., ROGOFF K.** [1996], *Foundations of International Macroeconomics*, MIT Press, Cambridge Mass.
- [178] **OBSTFELD M., ROGOFF K.** [2000], The Six Major Puzzles in International Macroeconomics : Is There a Common Cause? », *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 15, pp. 339-390.
- [179] **OCDE** [2002], « Instabilité des marchés des changes et taxes sur les opérations financières », *Perspectives économiques de l'OCDE*, 71, pp. 221-234.
- [180] **O'HARA, M.** [1995], *Market Microstructure Theory*, Cambridge (Massachusetts), Blackwell.

- [181] **OSLER C.** [2003], « Currency Orders and Exchange Rate Dynamics : An Explanation for the Predictive Success of Technical Analysis », *Journal of Finance*, vol. 58, n° 5, pp. 1791-1819.
- [182] **OSLER C.** [2005], « Stop-Loss Orders and Price Cascades in Currency Markets », *Journal of International Money and Finance*, vol. 24, n° 2, pp. 219-241.
- [183] **PADOA SCHIOPPA T.** [1987], *Efficacité, stabilité, équité*, Paris, Economica
- [184] **PAGAN A., SHANNON J.** [1985], « Sensitivity Analysis for Linearized Computable General Equilibrium Models », in PIGGOTT J. WHALLEY J.(eds), *New Developments in Applied General Equilibrium Analysis*, Cambridge University Press, Cambridge.
- [185] **PALLEY T.I.** [2003], « The Economic Case for the Tobin Tax », in New rules for Global Finance Coalition (eds), *Debating The Tobin Tax: New Rules for Global Finance*, p. 5-26, Washington, DC.
- [186] **PARLEMENT EUROPÉEN** [2000], « La faisabilité d'une taxe Tobin internationale », Direction générale des études, *Série Affaires économiques*, Document de travail ECON 107 FR, Luxembourg.
- [187] **PATOMAKI H.** [2001], *Democratizing Globalization : The Leverage of the Tobin Tax*, Zed Books.
- [188] **PATOMAKI H.** [2007], Global Tax Initiatives: The movement for the Currency Transaction Tax, *UNRISD Programme Papers on Civil Society and Social Movements*, n° 27.
- [189] **PECK S.** [1974], « Alternative Investment Models for in the Electric Utilities Industry », *Bell Journal of Economics and Management Science*, 5, pp. 420-457.
- [190] **PEDRONI P.** [1997], « Panel Cointegration : Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests With an Application to the PPP Hypothesis; New Results », *Working Paper*, Department of Economics, Indiana University.
- [191] **PEDRONI P.** [1999], « Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 61, pp. 631-652.
- [192] **PEDRONI P.** [2000], *Fully Modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. Nonstationarity Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels : Vol 15*. Elsevier Science Inc, pp. 93-130.
- [193] **PEDRONI P.** [2004], « Panel Cointegration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis », *Econometric Theory*, 20, pp. 597-625.

- [194] **PHILLIPS P.C.B.** [1987], « Time Series Regression with a Unit Root », *Econometrica*, 55, pp. 277-301.
- [195] **PHILLIPS P.C.B., MOON H.R.** [1999], « Linear Regression Limit Theory for Nonstationary Panel Data », *Econometrica*, 67, pp. 1057-1111.
- [196] **PHILLIPS P.C.B., OULIARIS S.** [1990], « Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration », *Econometrica*, 58, pp.165-193.
- [197] **PHILLIPS P.C.B., XIAO Z.** [1998], « A Primer in Unit Root Testing », *Journal of Economic Surveys*, 12, pp. 423-470.
- [198] **PIET L.** [2002], *Spatialisation d'un modèle d'équilibre général calculable pour l'étude de la localisation des activités agricoles à une échelle infra-nationale*, Thèse de Doctorat en Sciences de l'Environnement de l'Ecole Nationale du Génie Rural des Eaux et des Forêts.
- [199] **PLIHON MIOTTI** [2001], « Libéralisation financière, spéculation et crises bancaires », *Economie internationale*, n° 85, pp. 3-36.
- [200] **RADALJ K.F, MC CALEER M.** [2005], « Speculation and destabilisation », *Mathematics and Computers in Simulation*, 69, pp. 151-161.
- [201] **RAJAN R.** [2001], « Revisiting the Case for a Tobin Tax Post Asian Crisis : A Financial Safeguard or Financial Bonanza ? Centre for International Economic Studies, University of Adelaide, *Policy Discussion Paper* 0128.
- [202] **ROLL R.** [1979], « Violation of PPP and their implication for efficient commodity market », in *International Finance and Trade*, M. Sarnat et G. Szego (ed.), Ballinger, Cambridge, Mass.
- [203] **SALANIE B.** [1999], « Guide pratique des séries non stationnaires », *Economie et prévision*, 137, pp. 119-137.
- [204] **SAMUELSON P.** [1964], « Theoretical notes on trade problems », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 46, n°2.
- [205] **SARNO L., TAYLOR M.** [2001], «The Microstructure of the Foreign-Exchange Market : A Selective Survey of the Literature », Princeton (New Jersey), Princeton University, coll. « Princeton Studies in International Economics », n°89.
- [206] **SARNO L., TAYLOR M.** [2002], *The Economics of Exchange Rates*, Cambridge, Cambridge University Press.
- [207] **SARNO L., VALENTE G., LEON H.** [2006], « Nonlinearity in Deviations from Uncovered Interest Parity : An explanation of the Forward Bias », *Review of Finance*, n°10, pp. 443-482.

- [208] **SCHMIDT R.** [1995], « Faisability of the Tobin Tax », *Note du Ministère des Finances du Canada*
- [209] **SCHMIDT R.** [2001], « Efficient Capital Controls », *Journal of Economic Studies*, vol. 29, n° 3, pp. 199-212.
- [210] **SEVESTRE P.** [200], *Econométrie des données de panels*, Dunod, Paris.
- [211] **SHOVEN J.B., WHALLEY J.** [1992], *Applying General Equilibrium*, Cambridge University Press, Cambridge.
- [212] **SONG F. M., ZHANG J.** [2005], « Securities Transaction Tax and Market Volatility », *Economic Journal*, vol. 115, n° 506, pp. 1103-1120.
- [213] **SPAHN P.B.** [1996], « La taxe Tobin et la stabilité des taux de change », *Finance et développement*, 33, 2, juin.
- [214] **SPAHN P.B.** [2002], « On the Feasibility of A Tax on Foreign Exchange Transactions », *Federal Ministry for Economic Cooperation and Development*.
- [215] **SPRATT S.** [2006], « The Tobin Tax in the 21st Century: Financing Development and Promoting International Financial Stability » *Tax, Poverty and Finance for Development Conference*, ESSEX, juillet.
- [216] **STOTSKY J.** [1996], « Pourquoi une taxe Tobin à taux double est vouée à l'échec », *Finances et Développement*, vol. 33, n°2, pp. 28-29.
- [217] **SUMMERS L., SUMMERS P.** [1989], « When Financial Markets Work too Well : A Cautious Case for a Security Transaction Tax », *Journal of Financial Service Research*, 3, 2-3, pp. 261-286.
- [218] **SUVANTO A.** [2001], « Currency Trade, Capital Flows and Tobin Tax », *Finnish Economic and Society Journal*, 3, pp. 62-69.
- [219] **TAYLOR M. P., ALLEN H.** [1992], « The Use of Technical Analysis in the Foreign Exchange Market », *Journal of International Money and Finance*, vol. 11, n°3, pp. 304-314.
- [220] **TAYLOR A., TAYLOR M.** [2004], « The Purchasing Power Parity Debate », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 18, n°4, pp. 135-158.
- [221] **TERZI** [2003], « Is a Transactions Tax an Effective Means to Stabilize the Foreign Exchange Market ? », *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, vol. 56, pp. 367-385.
- [222] **TOBIN J.** [1969], « A General Equilibrium Approach to Monetary Theory », *Journal of Money, Credit and Banking*, 1, pp. 15-29.

- [223] **TOBIN J.** [1974], *The New Economics One Decade Older: The Elliot Janeway Lectures in Honor of Joseph Schumpeter*, Princeton University Press, Princeton, NJ.
- [224] **TOBIN J.** [1978], « A proposal for International Monetary Reform », *Eastern Economic Journal*, vol. 3, n°3-4, pp. 153-159.
- [225] **TOBIN J.** [1984], « On the Efficiency of The Financial System », *Lloyds Bank Review*, vol. 153 (juillet), pp. 261-286.
- [226] **TOBIN J.** [1996], « Prologue », in GRUNBERG I., UL HAQ M. et KAUL I. (eds), *The Tobin Tax: Coping with Financial Volatility*, Oxford University Press, pp. 9-18.
- [227] **TOBIN J.** [1998], « Lutter contre cette idée que le marché fera tout bien, en toutes circonstances », *Le Monde*, 17 novembre.
- [228] **TOBIN J.** [2001], « Je n'ai rien en commun avec les praticiens de cette révolution contre la mondialisation », *interview à Der Spiegel*, n° 36, 3 septembre.
- [229] **TREADWAY A. B.** [1969], « On Rational Entrepreneurial Behavior and the Demand for Investment », *Review of Economic Studies*, vol. 36, n°6, pp. 227-239.
- [230] **UMLAUF S.** [1993], « Transaction Taxes and the behavior of the Swedish stock market », *Journal of Financial Economics*, vol. 33, n°2, pp. 227-240.
- [231] **UZAWA H.** [1969], Time Preference and the Penrose effect in a Two-Class Model of Economic Growth, *Journal of Political Economy*, vol. 77, n°2, pp. 628-652.
- [232] **VARIATO A.M.** [2003], « The Keynesian Root of the Tobin Tax », Département de Sciences économiques, Université de Bergame, *Working Paper* n° 5.
- [233] **VIGFUSSON R.** [1996], « Switching Between Chartists and Fundamentalists. A Markow Switching Regime Approach », *document de travail 96-1*, Banque du Canada, pp. 1-31.
- [234] **VITALE P.** [2004], « A Guided Tour of the Market Microstructure Approach to Exchange Rate Determination », *CEPR Discussion Paper* n° 4530.
- [235] **WACHTEL H.** [1998], « Trois taxes globales pour maîtriser la spéculation » *Le Monde Diplomatique*, octobre.
- [236] **WESTERHOFF F.** [2003], « Heterogeneous Traders and the Tobin Tax », *Journal of Evolutionary Economics*, vol.13, pp. 53-70.
- [237] **WESTERHOFF F., DIECI R.** [2006], « The Effectiveness of Keynes-Tobin Transactions Taxes when Heterogeneous Agents can Trade in different Markets : A Behavioural Finance Approach, *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 30, pp. 293-322.

- [238] **WIGLE R.M.** [1991], « The Pagan-Shannon Approximation : Unconditional Systematic Sensitivity in Minutes », *Empirical Economics*, vol. 16, n°1, pp. 35-49.
- [239] **XU J.** [2005], « Noise Trader, Exchange Rate Puzzle and Tobin Tax », *Working Paper*, Université de Simon Fraser.

TABLE DES MATIERES

CHAPITRE 1 PROBLEMATIQUE DE LA TAXATION DES TRANSACTIONS DE CHANGE 7

1.1	La proposition originelle de Tobin	9
1.1.1	« Jeter du sable dans les rouages de la finance »	9
1.2.2	Mécanisme d'action	13
1.2	Une taxe pour enrayer la spéculation et réduire la volatilité	15
1.2.1	Tobin et l'instabilité des marchés financiers	16
1.2.2	Analyse microéconomique	18
1.2.3	Impact sur la stabilisation des cours de change	20
1.3	L'attrait de nouveaux objectifs	22
1.4	Les limitations de la taxation des opérations de change	26
1.4.1	Un accroissement de l'autonomie monétaire surestimé	26
1.4.2	Autonomie monétaire et stabilisation des taux de change : un conflit d'objectifs	28
1.4.3	Une incapacité à lutter contre les crises de change	30
1.4.3.1	L'analyse de Bird et Rajan	30
1.4.3.2	L'analyse de Davidson	32
1.4.3.3	Taxation des transactions de change et crises spéculatives : la controverse	34
1.5	Une source de dangers éventuels	36
1.5.1	Arbitrage versus spéculation	36
1.5.2	Assèchement de la liquidité et augmentation de la volatilité des taux de change	38
1.5.3	Incidence sur la sphère réelle	40
1.6	Bilan et perspectives	41

CHAPITRE 2 UN MODELE STOCHASTIQUE D'ACCUMULATION DU CAPITAL AVEC TAXATION DES FLUX DE CHANGE 44

2.1	Fondements du modèle	47
2.2	Solution du modèle de référence et analyse déterministe	53
2.2.1	Investissement et accumulation du capital en l'absence de taxe Tobin	54
2.2.1.1	Modèle de référence avec coûts d'ajustement	54
2.2.1.2	Présentation du modèle de référence sans coût d'ajustement	62
2.2.2	Introduction d'une taxe sur les transactions de change et évolution du capital	65
2.2.2.1	Solutions du modèle sans coûts d'ajustement du capital	66
2.2.2.2	Analyse numérique des effets de la taxation des transactions de change	68
2.2.2.3	Quelques remarques sur le modèle avec coûts d'ajustement	71
2.2.2.3	Analyse comparative de la taxation des transactions de change selon le stock de capital du pays partenaire et le mode de taxation	72
2.3	Introduction d'un choc de change et analyse en incertitude	76
2.3.2	Spécification du choc de change et anticipations	77
2.3.2.1	Caractéristiques principales	77
2.3.2.2	Incertitude et hétérogénéité des anticipations	78
2.3.2	Réécriture du modèle avec choc de change	79
2.4	Méthodologie de la simulation	81
2.4.1	Calibrage et analyse de sensibilité	81
2.4.1.1	Discussion méthodologique	81
2.4.1.2	Valeurs calibrées	82

2.4.2	Processus des chocs effectifs et mécanismes d'anticipation	83
2.4.3	Simulations et variantes	85
2.4.4	Les différentes étapes de la simulation	85
2.5	Résultats des simulations stochastiques et analyse des effets d'une taxe Tobin sur le bien-être des investisseurs	87
2.5.1	Analyse des effets d'une taxe de type Tobin sur les revenus des investisseurs	87
2.5.2	Incidence d'une taxe de type Tobin sur la volatilité des revenus consommables	94
2.5.3	Incidence d'une taxe de type Tobin dans le cas de pays asymétriques	96
2.6	Analyse de sensibilité	101
2.6.1	Méthodologie	102
2.6.2	Analyse de sensibilité conditionnelle	103
2.6.3	Analyse de sensibilité inconditionnelle	106
Conclusion		110

CHAPITRE 3 TAXATION DES OPERATIONS DE CHANGE ET VOLATILITE 113

3.1	Les enjeux théoriques de la dynamique des cours de change	116
3.1.1	La remise en cause du canal taxe-spéculation-volatilité	116
3.1.2	Expliquer la dynamique de change	120
3.2	Fondements du modèle	123
3.2.1	Fondements macroéconomiques	123
3.2.2	Fondements microstructurels	124
3.2.3	Modélisation du marché des changes et de la taxe Tobin	127
3.2.4	Comportement du <i>trader</i> et optimisation	128
3.2.4.1	Fonction d'utilité et aversion au risque	128
3.2.4.2	Hétérogénéité des anticipations	130
3.3	Analyse microstructurelle et résultats intermédiaires	131
3.3.1	Spécification exogène des <i>noise traders</i>	132
3.3.1.1	Demande de devises	132
3.3.1.2	Demande de devises avec taxation des transactions de change	134
3.3.1.3	Demande de devises agrégée et équilibre du marché des changes	135
3.3.2	Spécification endogène des <i>noise traders</i>	139
3.3.2.1	Spécification des coûts d'entrée et demande de devises	140
3.3.2.2	Demande de devises, bénéfice net et équilibre du marché des changes avec taxation des transactions de change	141
3.4	Analyse globale	143
3.4.1	Analyse du modèle avec spécification exogène des <i>noise traders</i>	144
3.4.1.1	Solution du modèle dans une économie non taxée	144
3.4.1.2	Solution du modèle avec taxe Tobin	151
3.4.2	Analyse du modèle avec spécification endogène des <i>noise traders</i>	154
3.4.2.1	Bénéfice marginal et taxation des transactions de change	154
3.4.2.2	Taux optimal et volatilité	160
3.5	Discussion : l'existence d'un effet compensatoire sur la volatilité ?	163
Conclusion		165

CHAPITRE 4 ELASTICITÉ DES TRANSACTIONS DE CHANGE À LA TAXATION : UNE ESTIMATION ÉCONOMÉTRIQUE 168

4.1	La démarche économétrique	171
4.2	Description des données	173
4.2.1	Marché des changes et données	173
4.2.2	La base initiale	176
4.2.3	Modifications de la base de données	177
4.2.4	Les séries retenues	177
4.3	Stationnarité <i>versus</i> non stationnarité	179
4.3.1	Tests de racine unité en panels	179
4.3.2	Tester l'existence d'une racine unité	183
4.4	Coïntégration en panels	187
4.4.1	Procédures de test disponibles	187
4.4.2	Tests de Pedroni	189
4.4.3	Tester la coïntégration	193
4.5	Estimation de l'élasticité des transactions de change	195
4.5.1	Relation de coïntégration en panel	195
4.5.2	Relations de coïntégration propres aux parités	198
	Conclusion	200
	Annexe 4.1 Analyse des <i>spread</i> par parité monétaire	202
	CHAPITRE 5 UNE EVALUATION DES REVENUS POTENTIELS D'UNE TAXE SUR LES TRANSACTIONS DE CHANGE	204
5.1	Les recettes d'une taxe Tobin : des résultats hétérogènes	206
5.2	Les hypothèses à prendre en considération	214
5.2.1	La nécessaire prise en compte des coûts de transaction avant taxe	214
5.2.2	Le taux de taxation	216
5.2.3	Exonération et fraude fiscale	220
5.2.4	L'élasticité	223
5.3	La méthodologie utilisée	224
5.4	Une estimation des recettes d'une taxe de type Tobin	225
5.5	Comparaisons et extensions	227
5.5.1	Le poids de l'élasticité dans les estimations	228
5.5.2	Prise en compte de la dimension intersectorielle dans l'estimation	230
	Conclusion	234
	Annexe 5.1	238
	CONCLUSION GENERALE	241
	BIBLIOGRAPHIE	246
	TABLE DES MATIERES	265