

# **Elasticité d'une taxe sur les transactions de change: une évaluation quantitative**

**(Version préliminaire<sup>1</sup>)**

**Auteurs :** Francis BIESMANS, Olivier DAMETTE

**Résumé :** Cet article propose d'évaluer les effets quantitatifs de l'introduction d'une taxe Tobin sur le marché des changes. Plus précisément, l'élasticité du volume des changes suite à l'introduction de la taxe est économétriquement estimée à partir d'un modèle à effets fixes. Les résultats entrevus semblent peu ou prou corroborer les chiffres fixés de manière arbitraire par les auteurs ayant proposé une estimation des revenus potentiels de la taxe. Sur la base de la dernière enquête BRI de 2004 et de l'élasticité ainsi calculée, une estimation du rendement potentiel de la taxe est finalement mise en exergue.

**Mots Clé :** Taxe Tobin ; élasticité ; marché des changes ; économétrie de panel ; modèle à effets fixes

**JEL Classification :** F31 – F35 – C21 – C23

BIESMANS Francis

DAMETTE Olivier

Professeur à l'Université Nancy2

Doctorant à l'Université Nancy2

Faculté des Sciences économiques de Nancy2 Faculté des Sciences économiques de Nancy2

FRE 2881<sup>2</sup>

FRE2881

0383192587

0383192594

[FrancisBISMAN@tiscali.be](mailto:FrancisBISMAN@tiscali.be)

[Olivier.damette@univ-nancy2.fr](mailto:Olivier.damette@univ-nancy2.fr)

**Chargé de correspondance :** Olivier DAMETTE

---

<sup>1</sup> Une nouvelle version du papier centrée quasi-exclusivement sur la partie économétrique sera disponible sous peu. Elle incorpore de nouvelles variables à partir de transformations de la base de données, ainsi qu'un modèle à effets aléatoires.

<sup>2</sup> Composante du BETA, Strasbourg.

## Introduction

Le débat sur la taxation des flux de capitaux internationaux a considérablement évolué depuis la proposition initiale de James TOBIN [1972], qui suggérait alors un impôt *ad valorem* et uniforme, sur toute conversion au comptant d'une monnaie dans une autre. L'une des questions les plus discutées au sujet de cette taxe éponyme concerne son rendement<sup>3</sup>, dont les estimations apparaissent fortement hétérogènes. Toutefois, un consensus émerge sur la nécessité de prendre en compte dans l'évaluation : d'une part, un taux suffisamment élevé mais qui n'entrave pas les investissements réels et d'autre part, un paramètre d'élasticité de la taxe par rapport à la matière taxable. C'est ce dernier point qui sera discuté dans le présent article.

En effet, notre démarche propose plusieurs originalités. En premier lieu, elle insiste sur la nécessité de prendre en compte l'élasticité dans l'évaluation des recettes potentielles, et de façon plus précise, le lien étroit entre cette dernière et les coûts de transaction du marché des changes. En second lieu, elle présente une évaluation quantitative de l'élasticité sur la base d'une estimation économétrique de données temporelles, et surtout, de données de panel. En effet, la taxe Tobin, pouvant être perçue comme une composante des coûts de transaction, nous avons alors proposé une évaluation quantitative sur la base du lien entre le volume et le coût de transaction opérant sur le marché des changes. Or, il est peu aisé d'obtenir des données chiffrées mesurant les coûts de transaction et les volumes<sup>4</sup> du marché des changes puisque ce marché n'est pas centralisé, contrairement à la bourse ou aux marchés des matières premières. Notre apport quantitatif a été rendu possible par l'obtention de données *intraday* fournies par REUTERS, lesquelles nous ont permis, après ajustement, d'estimer un modèle à effets fixes. Nous montrons que les résultats obtenus semblent, peu ou prou, corroborer certaines propositions existantes, à savoir une élasticité comprise entre -0,32 et -0,5.

---

<sup>3</sup> C'est avec la faisabilité de la taxe le sujet le plus débattu depuis 1996, et ce, même si pour TOBIN lui-même, le produit de la taxe n'était qu'un « à côté ».

<sup>4</sup> Même si quelques plateformes se partagent la grande majorité des transactions, il est en effet très difficile d'obtenir de telles données. Le Conseil Supérieur des Finances belge reconnaissait dans son avis sur la taxe que « les données chiffrées empiriques relatives à l'élasticité des coûts transaction » sont « sporadiques » [2001, p.51].

Le corps de cet article est composé de quatre parties. La première partie présente une revue de littérature du problème posé par l'évaluation des rendements d'une taxe Tobin. La seconde décrit l'estimation économétrique de l'élasticité alors que la troisième propose une évaluation des rendements de la taxe sur les bases de la dernière enquête BRI [2004]. Le dernier volet mettra en exergue quelques remarques conclusives.

### **Rendement de la taxe et prise en compte de l'élasticité : une brève revue de littérature**

Dans la littérature sur la taxe Tobin, particulièrement abondante depuis le milieu des années 1990, il est communément admis que l'évaluation des recettes dépend principalement de trois paramètres : le taux de taxation, le degré de fraude fiscale (auquel on peut rattacher les exonérations liées aux transactions officielles) et l'élasticité. Ces facteurs dépendent fortement des évaluations faites quant aux coûts de transaction initiaux sur le marché des changes. En effet, plus les coûts de transactions sont élevés et plus le taux de taxation pourra à son tour être important puisque le marché des changes pourra plus aisément « s'accoutumer » [JEGOUREL, 2002] à la taxe. De la même manière, le degré de fraude fiscale est positivement corrélé au taux de taxation. Quant à l'élasticité de la taxe par rapport à la matière taxable, elle est par essence liée aux coûts de transactions initiaux, puisqu'elle traduit la réaction des agents (institutions financières, entreprises, clients privés) face aux coûts supplémentaires engendrés par la taxe. Par voie de conséquence, la variation de l'assiette de la taxe est aussi fonction de l'élasticité.

Or, si les coûts de transactions sont relativement appréciables, il est moins aisé de quantifier la valeur de l'élasticité : « *il est difficile d'avoir une réponse définitive quant au volume des coefficients d'élasticité (...) bien que les données empiriques soient sporadiques* », cite par exemple le Conseil Supérieur des Finances belge [2001, p.49-51]. C'est pourquoi, les évaluations de cette dernière reposent en grande partie sur des choix arbitraires de la part de leurs auteurs, comme le reconnaît notamment FRANKEL [1996, p.33]. Généralement, les évaluations de l'élasticité s'échelonnent de -0,5 à -1,5, signifiant dans le premier cas, qu'une hausse de 1% des coûts de transaction induite par la taxe se répercutera par une diminution d'un demi pourcent du volume des changes. Ce sont notamment ces évaluations qui sont prises en compte dans le rapport du Ministère des Finances français [2000] ou par FELIX et

SAU [1996]<sup>5</sup> dans leurs estimations sur le produit potentiel d'une taxe Tobin. Pour le MINEFI, -1 semble l'élasticité la plus probable (-1,5 étant peu réaliste), alors que pour JETIN [2002], les valeurs les plus vraisemblables à son égard sont également -0,5 et -1, bien qu'il considère une fourchette plus large dans ses estimations.

Jeffrey FRANKEL [1996], s'appuyant sur les travaux de D'ORVILLE et NAJMAN [1995], retient une élasticité plus favorable, de l'ordre de -0,32%. Sur la base d'un degré de fraude fiscale fixé à 20% du volume et de coûts initiaux de l'ordre de 0,1%<sup>6</sup>, il applique un taux de taxation de 0,1%. Ainsi, chaque agent opérant sur le marché des changes va voir son coût de transaction initial doublé ( $0,1 + 0,1 = 0,2\%$ ). Par ailleurs, il suppose, arbitrairement, que le volume de devises sera amputé de 20% suite à l'introduction de la taxe, en raison à la fois d'une évasion vers des centres offshore, de transactions vers des entreprises affiliées, et d'une réduction dans le volume d'échange lui-même. Par conséquent, l'élasticité, parce qu'elle conduit à une diminution du volume de 20% suite au doublement des coûts de transaction, est donc de -0,32 soit  $\left(\frac{\log(0,8)}{\log(2,0)}\right)$ .

Enfin, la majorité des études soulignent, à des degrés divers, la nécessité de prendre en compte les différences intersectorielles, tant au niveau des coûts de transaction, qu'au niveau de l'élasticité. Les *spread* de taux de change, s'ils ont considérablement diminué depuis dix ans en raison des avancées en matière de télécommunication, varient sensiblement selon les *traders*, de quelques *pips* pour le négoce interbancaire à plus de dix *pips* pour les relations banques/particuliers. Par voie de conséquence, il en est de même pour l'élasticité : on peut en effet admettre que l'élasticité entre les banques et entre les institutions financières (le *wholesale market*) sera nettement supérieure à celle du commerce de détail (*retail market*).

PALLEY [2003] met en exergue la discrimination entre les comportements des spéculateurs et des investisseurs sur le marché des changes. Les premiers réalisent leur marge sur des mouvements de quelques points de base et sur un nombre d'échanges importants, une taxe faible de 0,1% étant alors susceptible de « noyer » leurs profits. En revanche, les seconds, engagés dans un circuit d'investissement de moyen ou long terme, sont beaucoup moins sensibles à une taxe d'un même seuil. Par conséquent, l'élasticité de la demande de

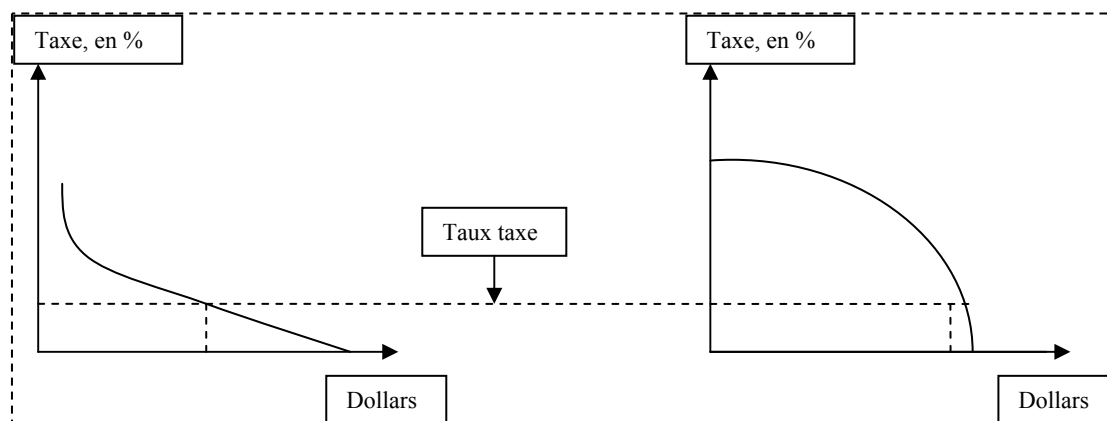
---

<sup>5</sup> Ces derniers, auteurs du mode d'évaluation des revenus le plus admis, retiennent quatre scénarios concernant l'élasticité : -0,75/-1/-1,25 et -1,5.

<sup>6</sup> En fait, FRANKEL prend en compte le coût de transaction entre une banque et un client particulier, reconnaissant que le coût pour un échange interbancaire est largement supérieur à 0,1%.

transactions des investisseurs par rapport à la taxe sera inférieure à celle spéculateurs, à taux de taxation constant. Une explication graphique est proposée ci-après :

Figure 1 Demande de transaction en fonction du taux de change



Lecture : à gauche, la demande de transaction des spéculateurs comme fonction du taux de taxation, à droite celle de l'investisseur.

Source : PALLEY [2003]

Quelle serait alors réellement l'ampleur d'une diminution du volume des changes suite à une augmentation de 1% du coût de transaction supporté par chaque agent du marché ? Nous proposons dans la seconde partie une évaluation économétrique par données de panel.

### **Explication de la base de données et choix des variables :**

La présente base de donnée doit nous permettre d'identifier l'élasticité du volume des transactions par rapport aux coûts supplémentaires engendrés par une taxe Tobin. Nous estimons donc le volume des transactions en fonction du coût, mesuré ici par la variable *spread*, en fonction des cours acheteur et vendeur (*Bid-Ask*) et d'une variable *dummy* reflétant un effet temps.

Pour ce faire, nous bénéficions d'une base de données *intraday*, fournie par l'une des plateformes les plus importantes sur le marché des changes, reflétant les transactions passées sur le marché au cours de plusieurs jours des mois d'octobre et de novembre 2004. A

l'intérieur de cette base, nous avons sélectionné deux jours censés refléter le fonctionnement normal du marché. Les données reflètent quatre parités différentes, d'une part dollar américain/dollar canadien, et d'autre part, les trois parités les plus importantes du marché en volume, à savoir dollar/euro, dollar/yen et dollar/livre sterling<sup>7</sup>, toutes les transactions étant cotées à l'incertain. Au final, pour notre estimation sur données de panel, nous avons retenu 6032 observations, soit quatre fois 1508, puisque nous travaillons dans le cadre d'un panel cylindré. Même si nous n'avons pas d'indications précises quant aux proportions des différentes contreparties dans nos données, elles suivent globalement la répartition moyenne, à savoir que 86% des transactions concernent des relations entre traders des banques et entre les banques et les autres institutions financières et seulement 14% de transactions entre des instituts bancaires et des clients non financiers [BRI, 2004].

- la variable *binnaire* doit nous permettre d'identifier un éventuel effet temps : nous distinguons donc les horaires de bureau (0) des horaires post-journée de travail (1). Nous supposons en effet que le comportement sur le marché selon ces deux périodes peut être potentiellement différent.
- la variable *volume* reflète les montants échangés sur le volume des devises pour les quatre parités. Elle est exprimée en milliards de dollars sous la forme d'un cumul dégressif au fil de la journée et elle est réactualisée toutes les quinze minutes. Une variable *volume2*, purement indicative, donne une estimation du volume pour chaque minute (en différenciant).
- la variable *spread* est le principal indicateur de la liquidité du marché (plus il est élevé, moins le marché est liquide) et surtout du coût de transaction initial. On distingue généralement le *spread* absolu ( $Ask - Bid$ ) et le *spread* relatif, qui peut prendre différentes formes :  $\frac{Ask - Bid}{2}$  ou  $\frac{Ask - Bid}{Valeurcentrale}$  ou

$\log(Ask - Bid)$ . Intuitivement<sup>8</sup>, le *spread* est le coût que le client aurait à sa

<sup>7</sup> En effet, selon les derniers chiffres de la BRI [2004], les trois plus grosses parités sont dans l'ordre d'importance, 28% pour USD/EUR, 17% pour USD/JPY et 14% pour USD/GBP. La parité restante, USD/CAD représentant 4% du total des transactions [BRI, p.12].

<sup>8</sup> D'un point de vue théorique, notamment du point de vue de la théorie de la microstructure, le *spread* est « la somme du coût de disponibilité et du coût de droit à l'échange d'actifs et il reflète des coûts d'asymétrie d'information, de transmission des ordres et de gestion de positions » [MAMOGHLI et HENCHIRI, 2002, p. 208].

Reprenant notamment GLASSMAN [1987], EASLEY et O'HARA [1992] et BESSEMBINDER [1994], MAMOGHLI et HENCHIRI supposent que le *spread* dépend principalement du volume de transactions, de la volatilité anticipée et d'un effet temps, notamment un effet week end.

charge s'il achetait des devises, puis les revendait immédiatement au même intermédiaire pour une même parité<sup>9</sup>. A l'achat, le client doit payer le prix de vente (*Ask*) exigé par l'intermédiaire (*broker*) et à la vente, il doit se soumettre au prix d'achat, forcément inférieur (*Bid*).

Notre base de données comporte donc, pour les quatre parités différentes, le cours acheteur et le cours vendeur, estimés toutes les minutes (variables *bid* et *ask*). Ce sont bien entendu des estimations propres aux intermédiaires qui nous ont fourni la base de données, puisqu'en réalité, les cours varient en continu. Par conséquent, nous avons calculé le *spread* en valeur absolue (*Ask-Bid*) pour chaque minute (variable *spread1*) et nous l'avons également estimé selon sa moyenne sur les quinze dernières minutes (variable *spread2*).

### Éstimation de l'élasticité du volume des transactions à la taxe

On commencera par examiner le caractère stationnaire ou non des séries utilisées, à savoir

- le volume des transactions de change (VOL) sur les quatre monnaies ;
- le spread, c'est-à-dire l'écart entre le cours vendeur et le cours acheteur des devises considérées (SPREAD) ;
- le cours vendeur (ASK) ;
- le cours acheteur (BID).

Précisons dès ce stade que toutes les séries s'avèreront intégrées d'ordre un et que l'on pourra rechercher une combinaison linéaire des différentes variables qui sera stationnaire au sens faible du terme<sup>10</sup>.

En conséquence, on pourra alors estimer une relation de coïntégration sur panels entre ces différentes variables (exprimées en logarithmes naturels). Cette relation qui vaut naturellement pour le long terme sera alors soumise à plusieurs tests de spécification et nous fournira l'élasticité cherchée.

---

<sup>9</sup> Pour une revue de littérature critique des différents indicateurs de *spread*, le lecteur intéressé pourra se référer à HARTMANN [1997].

<sup>10</sup> Dans ce qui suit, on entendra par stationnarité la stationnarité faible fondée sur la prise en considération des deux premiers moments d'un processus stochastique. On parle aussi de stationnarité au second ordre ou encore en covariance.

### Tests de racine unité

Voyons d'abord les caractéristiques des tests de racine unité sur panels. A cet effet, considérons que nos données suivent un processus autorégressif d'ordre 1, un AR(1) en termes plus techniques, de la forme suivante,

$$y_{it} = \rho_i y_{i,t-1} + \mathbf{X}_{it} \boldsymbol{\delta}_i + \varepsilon_{it}, \quad (1.1)$$

où  $i=1,\dots,N$  désigne les unités spécifiques ou transversales observées sur les périodes  $t=1,\dots,T$ ,  $\mathbf{X}_{it}$  est une matrice constituée des variables exogènes du modèle telles qu'un effet spécifique ou un trend également spécifique,  $\rho_i$  est le coefficient d'autorégression et les aléas  $\varepsilon_{it}$  successifs représentent des perturbations mutuellement indépendantes, de moyenne nulle et de variance constante.

Si  $|\rho_i| < 1$ , alors  $y_i$  est dit suivre un processus (faiblement) stationnaire. Par contre, si  $|\rho_i| = 1$ , alors le processus (1.1) comporte une racine unité et est non stationnaire (toujours au sens faible). Schématiquement, les tests de racine unité se différencient notamment par la manière dont ils approchent le paramètre autorégressif  $\rho$ . On peut ainsi faire l'hypothèse que ce paramètre est identique pour toutes les unités spécifiques, autrement dit que  $\rho_i = \rho$  pour tout  $i$ ; les tests proposés par LEVIN, LIN et CHU [2002], BREITUNG [2000] et HADRI [1999] relèvent de cette catégorie. Ils se différencient toutefois par la formulation des hypothèses nulle et alternative ainsi que par le nombre et la nature des variables exogènes prises en compte. Voici un tableau qui résume leurs caractéristiques :

Tableau 1 Les tests de racine unité en panels

Test	Hyp. nulle	Hyp. alternative	Composante déterministe	Méth. de correction de l'autocorrélation
Levin, Lin and Chu	Racine unité	Absence de racine unité	Aucune, F, T	Décalages
Breitung	Racine unité	Absence de	Aucune, F, T	Décalages

		racine unité		
Hadri	Absence de racine unité	Racine unité	F, T	Noyau

Notons que les abréviations F et T désignent respectivement un effet fixe (une constante spécifique aux unités individuelles) et un trend déterministe (spécifique également à chaque unité envisagée).

On appliquera ces trois tests aux différentes séries (soit quatre au total) en considérant qu'elles incorporent toutes une constante et un trend individuels. De plus, pour apprécier si l'hypothèse nulle est pertinente ou non, on fera référence aux valeurs P, c'est-à-dire la probabilité de l'erreur de première espèce associée à la statistique de test correspondante.

Tableau 2 Résultats des tests de racine unité

	<b>Lvol</b>			
	<b>Niveau</b>		<b>Différences premières</b>	
	Statistique	Valeur P	Statistique	Valeur P
<b>Levin, Li et Chu</b>	4,21	1,00	-84,79	0,00
<b>Breitung</b>	-2,61	0,00	-26,24	0,00
<b>Hadri</b>	29,55	0,00	-2,49	0,99
	<b>Lspread</b>			
	<b>Niveau</b>		<b>Différences premières</b>	
	Statistique	Valeur P	Statistique	Valeur P
<b>Levin, Li et Chu</b>	-66,69	0,00	252,13	1,00
<b>Breitung</b>	-2,01	0,02	-20,33	0,00
<b>Hadri</b>	24,48	0,00	-0,94	0,82
	<b>Lask</b>			
	<b>Niveau</b>		<b>Différences premières</b>	
	Statistique	Valeur P	Statistique	Valeur P
<b>Levin, Li et Chu</b>	0,61	0,73	-135,96	0,00
<b>Breitung</b>	0,56	0,71	-41,5	0,00
<b>Hadri</b>	14,94	0,00	-1,33	0,91
	<b>Lbid</b>			

	Niveau		Différences premières	
	Statistique	Valeur P	Statistique	Valeur P
<b>Levin, Li et Chu</b>	0,14	0,56	-128,6	0,00
<b>Breitung</b>	0,46	0,68	-44,48	0,00
<b>Hadri</b>	14,57	0,00	-1,35	0,91

La lecture du tableau 2 permet, d'une manière générale, de conclure que les quatre séries sont intégrées d'ordre un et donc qu'en les différenciant une fois, elles deviennent stationnaires. (Le seul cas où cette analyse s'applique moins bien est celui de la variable « *spread* » pour laquelle, tant en niveaux qu'en différences premières, les tests de LEVIN et al. et de HADRI livrent des informations contradictoires. Cependant, même pour cette variable, deux des trois tests indiquent que le *spread* est non stationnaire en niveaux et stationnaire en différences premières, ce qui recoupe notre conclusion générale.)

#### *Estimation de l'élasticité*

Nos séries possèdent une double dimension : transversale (quatre monnaies retenues) et chronologique (un très grand nombre d'observations temporelles puisque les enregistrements se réalisent à chaque minute de la journée). Leur traitement relève donc de l'économétrie des panels.

Si on ne tenait pas compte de cette spécificité des données et qu'on les traitait comme des données ordinaires, on obtiendrait le modèle linéaire de base

$$y_{it} = \alpha + \mathbf{x}'_{it}\boldsymbol{\beta} + u_{it}, \quad (1.2)$$

où  $i = 1, \dots, N$  et  $t = 1, \dots, T$ , le premier indice désignant les unités transversales et le second les observations temporelles. Par ailleurs,  $\alpha$  est une constante,  $\mathbf{x}'_{it}$  un vecteur ligne de  $K$  régresseurs ou variables exogènes,  $\boldsymbol{\beta}$  un vecteur colonne de  $K$  paramètres à estimer et  $u_{it}$  un bruit blanc gaussien, de sorte que le vecteur  $\mathbf{u}$  constitue une suite de variables aléatoires indépendamment et identiquement distribuées de moyenne nulle et de variance  $\sigma_u^2$ .

Le problème avec cette formulation, c'est qu'elle ignore l'hétérogénéité des paramètres parmi les unités transversales. L'essence des modèles de données de panel est de saisir cette hétérogénéité soit à travers le terme constant  $\alpha$ , soit à travers le terme aléatoire

$u_{it}$ . Dans le premier cas, on a affaire au **modèle à effets fixes** ; dans le second au **modèle à erreurs composées simple** (encore appelé parfois **modèle à effets aléatoires**, par contraste avec l'appellation précédente).

Dans ce qui suit, on estime un modèle à effets fixes de la forme suivante :

$$Lvol_{it} = \alpha_i + \beta_1 Lspread_{it} + \beta_2 Lask_{it} + \beta_3 Lbid_{it} + \beta_4 Bin_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T. \quad (1.3)$$

La lettre L utilisée signifie bien sûr que l'on travaille avec le logarithme népérien, ce qui offre l'avantage de permettre d'interpréter directement les paramètres de la régression comme des élasticités. La seule autre précision à apporter concerne la dernière variable introduite dans l'équation (1.3), à savoir BIN, qui désigne en fait une variable binaire (une « *dummy* ») prenant une valeur égale à zéro ou à l'unité selon l'heure de la journée : le volume des transactions est en effet beaucoup plus important entre 9 et 17 heures, effet précisément saisi par la variable binaire.

Cette équation est en fait une relation d'équilibre, de long terme, entre les variables considérées. La voici :

Tableau 3 Estimation du modèle à effets fixes

Variable	Coefficient	Erreur-type	Statistique t	Valeur P
Constante	-104,23	18,76	-5,55	0,00
Lspread	-0,486	0,044	-10,91	0,00
Lask	722,14	131,6	5,48	0,00
Lbid	-642,23	132,2	-4,85	0,00
Bin	0,94	0,044	21,36	0,00
N=4	NT=5208	R <sup>2</sup> =0,35	Statistique F=406,7	Valeur P (stat F)=0,000

Du tableau 3, il ressort que tous les coefficients de la régression sont significativement différents de zéro. De même, la valeur P de la statistique F conduit à rejeter l'hypothèse nulle d'absence de significativité globale de l'équation estimée. Mais évidemment, ce qui nous intéresse bien davantage, c'est la valeur de l'élasticité des transactions au spread, qui est égale à -0,486.

Comme cette équation s'apparente à une relation de coïntégration, d'équilibre, l'élasticité en question signifie qu'un accroissement de 1 pour cent de l'écart entre cours vendeur et cours acheteur – interprété comme causé par l'introduction d'une taxe à la Tobin – se solde à *long terme*, donc à l'équilibre, par une diminution du volume des transactions égale à 0,486 pour cent.

### **Une évaluation des revenus potentiels d'une taxe de type Tobin**

Avant de proposer notre estimation proprement dite, nous rappellerons dans un premier temps les principaux résultats des études précédentes, puis dans un second temps nous définirons les principales hypothèses retenues : coûts de transaction initiaux, taux de taxation, degré de fraude et d'exonération et l'élasticité.

#### *Les principaux résultats précédents*

Bon nombre d'économistes se sont essayés à une évaluation des rendements de la taxe. Les résultats apparaissent fortement hétérogènes, compte tenu des différentes hypothèses à prendre en compte et de l'absence d'une quelconque mise en place dans la réalité. Cependant, si les premières estimations faisaient état de montants astronomiques de 1000 voire 2000 milliards de dollars, les études les plus récentes se retrouvent autour de montants ne dépassant que rarement les 150 milliards de dollars par an.

#### *Prise en compte des coûts de transaction initiaux bruts*

La valeur des coûts de transaction initiaux dépend des valeurs de *spread* observées sur le *Forex*. Par conséquent, on peut considérer que la fourchette de valeurs de ces coûts s'étend de 0,01 à 0,02% pour l'interbancaire à 0,10% pour le marché de détails, où les coûts sont généralement plus élevés et les volumes moins élastiques au prix. Les parités prises en compte ici incorporent les principales monnaies échangées sur le marché des changes (Euro, Dollar,

Yen) qui figurent d'ailleurs toutes trois dans notre base de données. 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. Ainsi, en retenant des coûts de transaction de l'ordre de 0,02%, notre estimation ne sera pas très éloignée de la réalité.

Nous allons toutefois considérer un second cas où nous retenons un coût de transaction initial largement supérieur, de 0,1%, soit le taux retenu par FELIX et SAU [1996] ou JETIN [2002]. Ces derniers considèrent en fait que le client final est toujours le seul pénalisé par une élévation du coût de transaction. Leur raisonnement est basé sur le phénomène de la « *patate chaude* » qui consiste pour les agents, à se repasser le risque sur le marché des changes. Par voie de conséquence, le risque est généralement supporté *in fine* par le client non financier, ce qui explique la prise en compte d'un coût de transaction initial de 0,1%.

#### *Taux de taxation*

Le second paramètre à prendre en compte est le taux de taxation. Les études retiennent un taux compris entre 0,01% et 0,25%, bien loin des toutes premières propositions en la matière<sup>11</sup>. En effet, plus les coûts initiaux sont élevés, plus le taux fixé peut l'être également, puisque la sensibilité du volume des opérations suite à l'élévation du coût de transaction liée dépend de l'écart entre ces deux variables. Par conséquent, et compte tenu de nos coûts de transaction, le niveau de la taxe ne devrait pas au maximum dépasser 0,1% ; dans ce cas de figure, un tel taux représenterait au mieux un doublement des coûts de transaction pour le marché de gros (0,10% + 0,10% = 0,20%) 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 plus faible de 0,01% serait-il plus judicieux, si on prend comme référence les commissions interbancaires, soit l'essentiel du marché des changes rappelons-le !

#### *Assiette fiscale et élasticité*

L'assiette fiscale repose sur la dernière étude triennale menée par la Banque des Règlements Internationaux [2004] qui 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

---

<sup>11</sup> Les premiers auteurs retenaient en fait, sur la base de la proposition initiale de Tobin, un taux de 1%. Ce taux paraît très élevé aujourd'hui, mais il s'explique en réalité par la mutation subie par le marché des changes. En effet, l'accroissement de la concurrence et les innovations technologiques réalisées, ont permis de considérablement réduire les *spread*, et donc le taux envisagé.

dans le report des données estimé par la BRI). Ce montant 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*). A ce montant, nous retranchons en premier lieu 10% du montant, au titre des transactions officielles menées par les autorités monétaires ; cette valeur étant généralement retenue dans les différentes études<sup>12</sup>. En second lieu, il convient de rétrocéder à la base taxable restante le degré de fraude fiscale, perçu comme exogène. Ce degré de fraude fiscale est fixé à 20% par FELIX et SAU [1996], FRANKEL [1996] et le MINEFI [2001] quelque soit le taux de taxation. En revanche, les études les plus récentes comme FELIX (2001) et JETIN (2002) considèrent, à juste titre, un pourcentage progressif avec le taux de taxation. Ci après, un résumé des degrés de fraude retenus dans les évaluations précédentes.

Tableau 4 La fraude fiscale selon le niveau de taxation et les auteurs

Niveau de la taxe	FELIX SAU	FRANKEL	MINEFI	FELIX (2001)	JETIN (2002)
0,25%	20%	20%	20%	20%	50%
0,10%	20%	20%	20%	10%	20%
0,05%	20%	20%	20%	5%	10%
0,02%	20%	20%	20%	n.d	2%
0,01%	20%	20%	20%	n.d	0,40%

Source : Adapté de JETIN (2002)

Enfin, il reste à tenir compte de la sensibilité du volume d'échange aux coûts de transaction. Afin de proposer une vision relativement élargie, nous fixons une fourchette allant de l'élasticité de FRANKEL (la plus favorable), soit -0,32 à la plus défavorable, -1, tout en mettant en relief nos propres résultats empiriques (-0,485).

#### *Formule générale*

Sur la base des chiffres de la dernière enquête triennale de la BRI, nous pouvons donc estimer les recettes potentielles que générerait une taxe Tobin sur le marché des changes, en ayant recours à la méthode suivante :  $(\text{volume} * \text{nombre de jours ouvrables}) - (\text{évasion, fraude} + \text{transactions officielles, exogène}) - \text{baisse liée à l'élasticité} (\text{pourcentage d'augmentation des coûts de transaction} * \text{élasticité}) * \text{taux de la taxe}$ .

#### *Commentaires :*

<sup>12</sup> NISSANKE [2003] est plus précis, conférant une exonération de 8% au titre des transactions officielles.

En s'appuyant sur l'élasticité obtenue dans ce papier, soit -0,48 , la manne financière générée par la taxe pourrait atteindre dans le pire des scénarios entre 30 et 40 milliards de dollars par an<sup>13</sup>. Dans ce cas de figure, le taux de taxation ne devrait toutefois pas excéder 0,02%. Dans le second scénario, c'est-à-dire en retenant des niveaux de coûts de transaction supérieurs, le rendement de la taxe oscillerait entre 38 et 167 milliards de dollars US, le taux fixé pouvant s'élever cette fois jusqu'à 0,1%. Par conséquent, dans le pire des cas possibles, le montant des recettes atteindrait encore une somme conséquente de 30 milliards de dollars, qui permettrait, si elle était utilisée dans ce but, de réduire considérablement l'extrême pauvreté mondiale<sup>14</sup>.

---

<sup>13</sup> Tout du moins la première année, puisque dans la réalité, les recettes sont susceptibles de diverger selon les années.

<sup>14</sup> Selon les études menées chaque année par le PNUD publiées dans le rapport sur le développement humain, le montant nécessaire pour combattre efficacement l'extrême pauvreté mondiale serait d'environ 20 milliards de dollars US.

Tableau 5 : Rendement potentiel de la taxe : principaux résultats<sup>15</sup>

<b>élasticité de -0,32</b>		
coûts de transactions avant-taxe en %		
taxe en %	0,02	0,1
	0,25	101
	0,1	221
	0,05	153
	0,02	54,1
	0,01	34
		39
<b>élasticité de -0,485</b>		
coûts de transactions avant-taxe en %		
taxe en %	0,02	0,1
	0,25	
	0,1	167
	0,05	138
	0,02	41
	0,01	31
		72
		38
<b>élasticité de -1</b>		
coûts de transactions avant-taxe en %		
taxe en %	0,02	0,1
	0,25	
	0,1	
	0,05	91
	0,02	64
	0,01	20
		36

Source : Calculs propres [2005]

<sup>15</sup> Ce tableau résume les principaux résultats quant au rendement de la taxe, selon trois niveaux d'élasticité différents : le plus favorable (-0,32) selon l'estimation de FRANKEL [1996], le moins favorable (-1), retenu dans la plupart des études, et enfin un taux d'élasticité intermédiaire, en gras, correspondant à notre estimation économétrique. Concernant les coûts de transaction initiaux pris en compte, nous envisageons les deux cas cités précédemment : d'une part un niveau correspondant au *spread* moyen observé sur les transactions interbancaires, et d'autre part à un *spread* censé prendre en compte le passage de risque lié à la « patate chaude ». Tous les résultats sont exprimés en milliards de dollars US et sont arrondis à l'entier le plus proche; les cases blanches correspondent à la disparition totale du marché. L'assiette de la taxe est amputé de 10% de transactions officielles, et d'un degré de fraude exogène lié au niveau du taux de taxation, selon les estimations fournies par JETIN [2002].

Lecture : sur la base des résultats provisoires publiés par la BRI [2004], soit 1880 milliards de dollars US échangés par jour sur le Forex, d'une exonération de transactions officielles de 10%, d'un degré de fraude exogène de 0,4%, de coûts de transactions initiaux de l'ordre de 0,02% et d'une élasticité de -0,485, une taxe de type Tobin rapporterait 31 milliards de dollar US.

**Conclusion :**

Pour conclure, il convient de s'intéresser à l'utilisation qui pourrait être faite des revenus générés par la taxe. En effet, nous avons vu que sur la base de l'élasticité calculée, la valeur de cette « manne financière » oscillerait entre 30 et 150 milliards de dollars. Il faut néanmoins souligner 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 taxe. En tout état de cause, même dans le pire des cas, les revenus de la taxe seraient loin d'être négligeables. 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. Mais il paraît fondamental que la formule adaptée soit susceptible de rallier une majorité politique au sein des pays, notamment dans les pays où la taxe générerait les recettes les plus importantes.

A titre de simple contribution au débat, nous pouvons imaginer que les gouvernements directement concernés conserveraient une partie des recettes . Ainsi, cela constituerait une incitation à appliquer la taxe pour certains pays industrialisés, puisqu'ils disposeraient de nouvelles ressources, en vue de réduire leur déficit public par exemple. Ensuite, une partie importante du solde restant pourrait être confiée à une institution internationale nouvelle ou existante, 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. Enfin, une partie des recettes pourrait servir à constituer un fonds de stabilisation internationale, qui permettrait de veiller à la cohérence du système financier international, en particulier en cas de crise grave où la taxe ne serait pas forcément suffisante.

## **RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES**

Bank for International Settlements [2004], « Triennial Central Bank Survey of Foreign Exchange and Derivatives Market Activity in April 2004. Preliminary global results », Basel, p. 1-22.

BOURGUINAT H. [1999], *Finance internationale*, Thémis Economie, PUF, p. 1-774.

BISMANS F. [2000 ?], « Qu'est ce que la taxe Tobin ? », *miméo*, p.1-31.

CHABOUD A. et WEINBERG S. [2001], « Foreign exchange markets in the 1990s : intraday market volatility and the growth of electronic trading », *Bis Papers*, 12, p. 138-147.

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](http://www.minfin.fgov.be/portail1/fr/actu/tobin_rapport_juin_2001.pdf).

FELIX D. et 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, p. 223-254.

FRANKEL J.A. [1996], « How well do Foreign Exchange markets function might a Tobin tax help ? » dans GRUNBERG I., UL HAQ M. et KAUL I. (eds), *The Tobin Tax: Coping with Financial Volatility*, Oxford University Press, p. 41-81.

GALATI G. [2000], « Trading volumes, volatility and spreads in foreign exchange markets : evidence from emerging market countries », *BIS Working Papers*, 93, p. 1-33.

HARTMANN P. [1997], « Do Reuters Spreads Reflect Currencies Differences In Global Trading Activity ? », *London School Of Economics, Discussion Paper*, p. 1-34.

HARTMANN P. [1996], « Trading Volumes and Transaction Costs in the Foreign Market- Evidence from Daily Dollar-Yen Spot Data », *London School Of Economics, Discussion Paper*, 232, p. 1-21.

HURLIN C. et MIGNON V. [2004], *Guide pratique des séries non stationnaires en Panel*, disponible à l'adresse Internet : p. 1-42.

JEGOUREL Y. [2002], « La taxe Tobin », La Découverte, collection Repères, p.

JETIN B. [2002], « Utilité et faisabilité d'une taxe Tobin », texte de proposition, disponible à l'adresse Internet : <http://www.france.attac.org/a57>.

JETIN B. [2002], « La taxe Tobin et la solidarité entre les nations », Descartes Cie.

- KENEN P. [1996], « The Feasibility of Taxing Foreign Exchange Transactions », dans GRUNBERG I., UL HAQ M. et KAUL I. (eds), *The Tobin Tax: Coping with Financial Volatility*, Oxford University Press, p. 109-128.
- 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](http://www.finances.gouv.fr/pole_ecofin/international/institutions/dptaxtobin.htm).
- MONDHER C. (2002), « Les taux de change », les essentiels de la banque, revue banque édition, Paris, 127 p.
- NISSANKE M. , « Revenue potential of the tobin tax for development finance: a critical appraisal », *School of Oriental and African Studies*, University of London, p. 1-26.
- PALLEY T.I. [2003], « The Economic Case for the Tobin Tax », dans New rules for Global Finance Coalition (eds), *Debating The Tobin Tax: New Rules for Global Finance*, p. 5-26, Washington, DC.
- SALANIE B. [1999], « Guide pratique des séries non-stationnaires », *Economie et Prévision*, n°137, p. 119-137.
- SEVESTRE P. [2002], « Économétrie des données de panel », Dunod, Paris, p. 1-211
- SPAHN P.B. [1995], « International Financial Flows and Transactions Taxes: Survey and Options », *International Monetary Fund*, Washington.
- SPAHN P.B. [1996], « La taxe Tobin et la stabilité des taux de change », *Finance et développement*, vol.33, numéro 2, juin.
- SPAHN P.B. [2002], « On The Feasibility Of A Tax on Foreign Exchange Transactions », *Federal Ministry for Economic Cooperation and Development*.
- TOBIN J. [1978], « A proposal for international monetary reform », *Eastern Economic Journal*, 3, p. 153-159.
- TOBIN J. [1996], « Prologue », dans GRUNBERG I., UL HAQ M. et KAUL I. (eds), *The Tobin Tax: Coping with Financial Volatility*, p. 9-18.