



<http://economix.u-paris10.fr/>

Document de Travail

Working Paper

2006-14

Analyse microstructurelle du comportement du teneur
de marché des changes :
étude intra-journalière de l'activité d'un teneur de marché tunisien

Imen KOUKI
Hélène RAYMOND



UMR 7166 CNRS

Université Paris X-Nanterre
Maison Max Weber (bâtiments K et G)
200, Avenue de la République
92001 NANTERRE CEDEX

Tél et Fax : 33.(0)1.40.97.59.07
Email : secretariat-economix@u-paris10.fr



Université Paris X Nanterre

ANALYSE MICROSTRUCTURELLE DU COMPORTEMENT DU TENEUR DE MARCHÉ DES CHANGES : ÉTUDE INTRA-JOURNALIÈRE DE L'ACTIVITÉ D'UN TENEUR DE MARCHÉ TUNISIEN

Imen KOUKI¹ et Hélène RAYMOND²

Novembre 2006

Résumé

L'objet de cet article est d'analyser si l'activité intra-journalière d'un teneur de marché des changes tunisien peut être décrite adéquatement par les modèles microstructurels, développés par Madhavan et Smidt (1991) et Lyons (1995). En d'autres termes, ce papier analyse l'impact des facteurs informationnels et du degré d'aversion au risque du teneur de marché sur ses stratégies de prix et de position. Cette application de la théorie de la microstructure porte sur des cotations intra-journalières des taux de change USD/TND et EUR/TND, pour la période allant du 1^{er} janvier 2002 au 27 novembre 2003. Les résultats obtenus confirment, en ce qui concerne le taux de change USD/TND, l'effet microstructurel de l'aversion au risque du teneur de marché sur ses stratégies de position et de prix. En outre, un effet informationnel provenant des ordres de la banque centrale est à signaler. En dépit de la libéralisation croissante du marché des changes tunisien, les différentes formes d'interventions de la banque centrale de Tunisie continuent à peser sur la détermination des cotations de change USD/TND et EUR/TND.

Introduction

La disponibilité grandissante de données intra-journalières détaillées, liée à l'électronisation des échanges, a joué un rôle important dans l'essor de la littérature sur la microstructure du marché des changes. Néanmoins, l'application de la théorie de la microstructure au marché des changes s'est avant tout développée en réaction aux médiocres performances prédictives des modèles macroéconomiques de détermination du taux de change. Cette théorie permet d'expliquer les fluctuations de court terme du taux de change indépendamment des variables macroéconomiques. Dans ce cadre, la formation et la dynamique des prix tiennent compte du caractère hétérogène des anticipations et des informations des intervenants, de leur éventuelle aversion pour le risque, ainsi que de la présence de coûts de transactions.

Le principal précurseur de l'application de la théorie de la microstructure au marché des changes est Lyons (1995, 1996, 1997) qui a modélisé et estimé la stratégie de prix d'un teneur de marché sur le marché des changes américain, dans le cadre du modèle d'échange simultané de Madhavan et Smidt (1991). Ce modèle a été fréquemment repris dans la littérature et appliqué à différentes données, car il s'inscrit simultanément dans le cadre d'asymétrie d'information et de transfert de risque de position entre les teneurs de marché. Mais, à notre connaissance, il n'a jamais été appliqué sur données intra-journalières désagrégées sur le marché du change au comptant tunisien. Cela s'explique, en premier lieu, par le manque de disponibilité de données intra-quotidiennes sur le marché des changes tunisien et, en second lieu, par la difficulté de transposer les modèles microstructurels de court terme à un régime de changes qui n'est pas un régime de flottement pur.

¹ Assistante à l'Institut supérieur d'informatique et de gestion de Kairouan-Tunisie, imen_kouki@yahoo.fr.

² Université de Paris X- Nanterre, helene.raymond-feingold@u-paris10.fr

Pourtant, depuis sa création en mars 1994, le marché des changes interbancaire tunisien a connu un succès qui ne s'est pas démenti, avec une forte progression des transactions au comptant qui, après avoir crû de plus de 13% en moyenne par an depuis 2002, dépassent l'équivalent de 9 milliards de TND en 2005³. Ce développement a été conforté par la création d'un compartiment à terme en 1997, puis, plus récemment, par la disponibilité d'options de change. Par ailleurs, les interventions de la Banque Centrale de Tunisie (BCT) laissent une marge de négociation aux banques qui opèrent sur le marché des changes tunisien et, depuis 2001, les taux de changes réels comme nominaux fluctuent largement au jour le jour, avec une véritable diversité des cotations observées selon les caractéristiques des ordres passés (sens, montant, contrepartie). Le régime de change tunisien se présente ainsi comme un régime de changes flottants administrés, en transition à moyen terme vers un régime de changes flottants (FMI, 2006).

L'objet de cette étude est de vérifier si l'activité intra-journalière d'un teneur de marché tunisien, au delà des effets des interventions de la BCT, peut être décrite adéquatement par un modèle microstructurel. L'apport envisagé est donc double. Premièrement, les données utilisées – issues d'une banque de taille moyenne, que l'on peut espérer représentative du marché – sont les premières données intra-quotidiennes utilisées dans ce type d'étude. Deuxièmement, un effort est fait pour adapter l'approche microstructurelle au marché des changes tunisien et tenir compte des spécificités de ce dernier.

L'estimation de différentes variantes du modèle microstructurel de Madhavan et Smidt, sur les cotations de change USD/TND et EUR/TND d'un teneur de marché tunisien, donne quelques résultats intéressants sur la période allant du 1^{er} janvier 2002 au 31 décembre 2003. Ces résultats confirment, pour le taux de change USD/TND, l'existence d'un effet microstructurel sur la stratégie de gestion de position du teneur de marché. En outre, un effet informationnel provenant des ordres de la banque centrale est à signaler. Néanmoins le rôle des interventions de changes de la BCT dans la détermination des cours de change reste marqué sur la période considérée, pour les deux taux de change étudiés.

Dans ce qui suit, nous présentons rapidement, dans la première section, le modèle de base utilisé et la littérature empirique sur la microstructure du marché des changes. La deuxième section aborde les principales spécificités du marché des changes tunisien et décrit les caractéristiques statistiques des différentes séries utilisées. La troisième section détaille et interprète les résultats des estimations des stratégies de prix. Enfin, nous concluons par une brève synthèse des points essentiels de l'étude.

1 Présentation du modèle de base et revue de la littérature appliquée

Dans cette section nous présentons rapidement le modèle de stratégie de prix que nous utilisons par la suite, ainsi que les principaux résultats de la littérature sur les tests des effets de microstructure du marché des changes.

1.1 Le modèle de Madhavan et Smidt (MS)

La modélisation intra-journalière de la dynamique de change, retenue ici, est inspirée du modèle de Madhavan et Smidt (1991), appliqué, notamment, par Lyons (1995). Ce cadre

³ Données de la BCT (www.bct.gov.tn), juillet 2006.

théorique a l'avantage de permettre d'introduire simultanément plusieurs effets de microstructure. De plus, il a été largement testé, ce qui facilite les comparaisons des résultats trouvés avec ceux de la littérature.

Dans le modèle de Madhavan et Smidt, on considère une économie avec N teneurs de marché averses au risque, où coexistent deux actifs : un actif sans risque et un actif risqué. L'objectif de chaque teneur de marché est de déterminer ses stratégies de prix et de placement tout en maximisant l'utilité de sa richesse espérée et en tenant compte des concurrents.

Le prix d'un teneur de marché subit essentiellement deux effets de microstructure : un effet informationnel et un effet position. Ce que traduit l'équation suivante :

$$P_{it} = \mu_{it} - \zeta(I_{it} - I^*) + \gamma D_{it} \quad (1)$$

Avec $\zeta > 0$ et $\gamma > 0$.

Où P_{it} est le prix du teneur de marché i à l'instant t , soit ici la cotation de change.

μ_{it} est l'anticipation de la valeur fondamentale de l'actif (devise) V_t par le teneur de marché ; μ_{it} est fonction d'informations publiques, mais aussi des anticipations de la clientèle, inférées des ordres reçus. Plus μ_{it} est élevée, plus le teneur de marché va réviser son prix à la hausse.

I_t est la position du teneur de marché à l'instant t , I^* est la position désirée du teneur. Plus la position dépasse la position désirée, plus le teneur de marché est amené à diminuer son prix pour attirer des acheteurs.

D_t est une variable qui vaut +1 pour les ordres d'achats des clients et -1 pour leurs ordres de ventes. Le signe attendu de son coefficient est positif ($\gamma > 0$), dans la mesure où l'existence de coûts de transaction implique une fourchette de cotations positive : afin de garantir la marge de l'intermédiaire (teneur de marché), les cours appliqués aux ordres d'achat des clients tendent à être plus élevés que les cours appliqués aux ordres de vente.

Ainsi, l'équation linéaire (1) relie le prix du teneur : a) positivement aux informations privilégiées du teneur de marché μ_{it} sur la valeur fondamentale de l'actif (effet informationnel), b) négativement à l'écart entre ses positions actuelles (I_{it}) et désirées (I^*) (effet position), (c) positivement aux coûts de transactions (D_{it}).

Le développement du modèle, détaillé en annexe 1, permet de dériver l'équation fondamentale de la stratégie de prix du teneur de marché :

$$\Delta P_{it} = \beta_0 + \beta_1 Q_{jt} + \beta_2 I_{it} + \beta_3 I_{i,t-1} + \beta_4 D_t + \beta_5 D_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Où Q_j représente le flux net d'ordres d'achat (signe +) ou de vente (signe -) adressé par le client j au teneur de marché i considéré, I est la position du teneur de marché, D_t est la variable indicatrice précédemment définie, qui prend la valeur +1 si l'ordre est un ordre d'achat et la valeur -1 pour un ordre de vente.

La présence d'asymétries d'informations est testée dans l'équation (2) par le biais du coefficient β_1 . Ce coefficient doit être strictement positif. En effet, plus il y a des ordres d'achat (Q_j élevé), plus le teneur de marché interprète ce flux comme le signal de l'arrivée de bonnes nouvelles utilisées par les clients informés. Le teneur de marché augmente alors son prix et, par conséquent, la réaction de la variation du prix aux ordres d'achats nets (Q_j) doit être positive. Le signe attendu du coefficient de la position courante est négatif ($\beta_2 < 0$). En effet, l'augmentation de l'écart entre la position courante (I) et la position désirée (une constante I^* , souvent considérée comme nulle sur le marché des changes), conduit le teneur de marché à réviser ses prix à la baisse, afin de ramener son stock de devises vers la position

désirée. Mais la taille et le caractère significatif de cet effet position sont directement testés *via* β_3 , qui devrait être positif (*cf* annexe). Enfin, la présence de coûts de transaction, et donc de fourchettes de cotations, devrait se traduire par un coefficient β_4 positif et un coefficient β_5 négatif (*cf* annexe).

1.2 Revue de la littérature empirique sur microstructure et marché de changes

La rapide revue, à la suite, des principales applications de la théorie microstructurelle au marché des changes nous permet de confirmer l'intérêt pratique de cette approche et de donner quelques éléments de référence auxquels comparer nos résultats.

A partir d'une base de données d'une semaine de transactions de change effectuées par un teneur de marché du New York (03/08-07/08 1992), Lyons (1995) teste une extension du modèle Madhavan et Smidt sur le marché des changes. Les résultats obtenus mettent en évidence des effets significatifs d'asymétrie d'information et de gestion de position.

Lyons (1996) étend le modèle initialement utilisé dans son article de 1995 pour tenir compte de l'impact du temps entre deux transactions. Il conclut que les périodes à faible intensité de transactions sont plus révélatrices d'informations que celles à forte intensité.

Yao (1997) a eu accès à un mois de transactions (du 1^{er} novembre au 08 décembre 1995) d'un teneur de marché classé parmi les cinq premiers teneurs de marchés aux Etats-Unis, pour le taux de change USD/DEM. Cette base de données a permis à Yao de distinguer deux types d'échanges : l'échange passif et l'échange actif. Le premier type est identifié si l'échange inter-teneurs s'effectue indirectement par un courtier. Quant au deuxième type d'échange, il est identifié si l'échange inter-teneurs s'effectue directement. D'après les résultats obtenus par Yao, seul l'échange passif véhicule de l'information privée. Les résultats de Yao confirment ceux trouvés par Lyons (1995), dans la mesure où les ordres provenant des courtiers s'avèrent une source d'information exploitée par le teneur de marché.

Bjønnes et Rime (2005), ont testé la validité du modèle de Lyons (1995), appliqué à quatre teneurs de marché norvégiens. Ces derniers opèrent sur les taux de change DEM/USD et NOK/DEM. Les résultats de l'estimation viennent contredire les hypothèses du modèle de Madhavan et Smidt (1991). En effet, seul le coefficient β_4 qui traduit les coûts de transactions dans l'équation (2) a le bon signe et est significatif. Les coefficients des autres variables ne sont pas significatifs. Dès lors, Bjønnes et Rime concluent à une absence d'effets d'asymétrie d'information et de contrôle de position dans la détermination du taux de change considéré. Cette absence pourrait s'expliquer par l'introduction du système de cotation électronique qui a facilité la transmission des informations et la détermination du spread par les conventions du marché. Les deux auteurs testent par conséquent les effets de position et d'information en tenant davantage compte de la structure du marché. Ils étendent le modèle de Madhavan et Smidt (1991) pour distinguer entre les échanges inter-teneurs directs et indirects (*via* courtier). A l'inverse de Yao (1997), les deux auteurs constatent que les échanges directs sont plus informatifs que les échanges indirects. Toutefois, l'effet position reste sans effet sur la détermination de la stratégie de prix des teneurs de marché.

Mende et Menkhoff (2003) ont testé l'effet informationnel des ordres de la clientèle sur le taux de change USD/EUR appliqué aux clients d'une banque allemande de moyenne taille, pour la période allant du 1^{er} juillet au 9 novembre 2001. Les auteurs distinguent deux types de

flux d'ordres : les flux d'ordres clientèle provenant des opérations financières et les flux d'ordres provenant des opérations commerciales. Ils mettent en évidence un effet informationnel seulement pour les ordres clientèle financiers à une fréquence de cinq minutes. Les ordres clientèle commerciaux contrebalancent cet effet lorsque l'ensemble des ordres sont agrégés, dans la mesure où, isolément, ils exercent un effet significativement négatif. Ce résultat surprenant a été expliqué par la taille moyenne de la banque étudiée, qui reçoit quotidiennement des ordres ne dépassant pas 1 million de USD par jour, et, par le fait que les ordres commerciaux proviennent probablement de clients peu informés.

Enfin, Romeau (2003), présente une extension du modèle de Lyons (1995), où il inclut différents instruments de contrôle du déséquilibre de position. En utilisant la même base de données que Lyons (1995), et pour la même période, Romeau a pu confirmer les résultats de ce dernier. En effet, les effets positions et asymétrie d'information sont présents. Toutefois, il constate que l'effet position est plus faible que celui trouvé dans les études antérieures, alors que l'effet d'asymétrie d'information est deux fois plus prononcé.

Cette rapide revue chronologique de la littérature n'a pas prétention à l'exhaustivité. Elle permet, néanmoins, de dégager quelques points de repère essentiels. La plupart des études portent sur des taux de changes flottants impliquant l'USD. Dans ce cadre, des effets informationnels, aussi bien que de position, ont été mis en évidence, avec parfois des asymétries selon la nature des ordres (commerciaux, financiers) et le mode de leur transmission (directe ou *via* un courtier). Enfin, les dernières études mettent plutôt en avant des effets informationnels, même si la gestion de position peut passer par plusieurs canaux et si les résultats peuvent être contrastés selon les données utilisées (Bjønnes et Rime, 2005).

Pour notre application empirique nous avons choisi d'estimer le modèle correspondant à l'équation (2) (MS, 1991 et Lyons 1995) à partir de données intrajournalières tunisiennes, en tenant compte des spécificités du marché tunisien. La section suivante décrit ces spécificités ainsi que celles des données utilisées.

2- Spécificités du marché des changes tunisien et description des données

Dans cette section nous présentons d'abord les principales spécificités du marché des changes tunisien et faisons le lien avec les séries de cotations désagrégées dont nous disposons. Cela nous permet d'avoir plus de recul sur nos données, dont nous détaillons ensuite les caractéristiques statistiques.

2.1 Une rapide caractérisation du marché des changes tunisien

Le but ici n'est pas de retracer l'histoire complète du régime de change tunisien, mais plutôt de le caractériser rapidement et de nous concentrer sur les spécificités essentielles à prendre en compte dans notre étude.

Le premier point important - évoqué en introduction - est l'évolution du régime de change tunisien et du contrôle des mouvements de capitaux vers une libéralisation croissante, dans le cadre du mouvement de libéralisation financière engagé en Tunisie depuis le milieu des années 1980. Dans les années 1970 et 1980 le dinar a été aligné sur le franc français, puis sur un panier de devises incluant l'USD et le DEM. Au milieu des années 1980, les déficits accrus de la balance des paiements ont exercé des pressions sur le dinar, qui ont conduit à sa dépréciation graduelle jusqu'en 1989, dans le cadre d'un plan de libéralisation financière. Ce

dernier a donné lieu à de nouveaux codes des investissements et du commerce extérieur, au passage à un dinar convertible fin 1992 et à la création du marché des changes en 1994. Dans les années 1990 et jusqu'en 2000, la politique de change suivie a conduit à la stabilisation du taux de change effectif réel du dinar tunisien. L'abandon de cette politique à partir de 2001, conjugué à la montée en puissance du marché des changes interbancaire tunisien et à la réduction de l'intervention de la BCT (FMI, 2006), ont permis une plus grande flexibilité des taux de changes du dinar, aussi bien réels que nominaux. Ainsi, le relâchement de l'objectif de stabilité réelle, joint à l'appréciation de l'euro, ont conduit à la dépréciation réelle du taux de change effectif du dinar sur les dernières années.

A terme, le mouvement de libéralisation financière graduelle devrait conduire au passage à un régime de changes flottants, à la pleine convertibilité du dinar tunisien et à la suppression des dernières entraves aux mouvements de capitaux avec l'extérieur (FMI, 2006).

Actuellement, la convertibilité du dinar tunisien est semi-totale, dans la mesure où elle ne couvre que les transactions du compte courant et une partie des opérations du compte de capital. Par ailleurs, la prise de positions sur le marché des changes interbancaire est soumise à un certain nombre de règles. Ainsi, un intermédiaire qui accuse une perte de change supérieure ou égale à 3% de sa position de change dans une devise donnée, doit solder sa position et en informer la Banque Centrale. De plus, la position dans chaque devise ne doit pas dépasser 10% des fonds propres nets de la banque et la position de change globale ne doit pas dépasser 20% des fonds propres nets. Enfin, les intermédiaires sont tenus de disposer d'un système de contrôle pour la tenue instantanée des positions de change globale et par devise, ainsi que pour le calcul des résultats y afférent.

Mais le point le plus important pour l'étude qui suit réside dans les interventions de la BCT sur le marché des changes. Celle-ci intervient directement, par des achats et ventes de devises, ainsi qu'indirectement, par la transmission aux banques commerciales, en fin de la matinée, d'un taux de change comptant de référence pour chaque devise. Le taux de change de référence permet de signaler les intentions de la BCT en matière d'intervention et, par conséquent, les banques commerciales ne sont pas incitées à trop s'en écarter. Les dates des interventions directes de la BCT sur le marché ne sont pas publiées. Mais nous avons pu disposer de séries sur les taux de change de référence USD/TND et EUR/TND de la BCT sur la période de notre étude (02/01/2002 - 27/11/2003) et nous disposons des dates et montants des transactions en euros et dollars effectuées par la BCT avec notre teneur de marché.

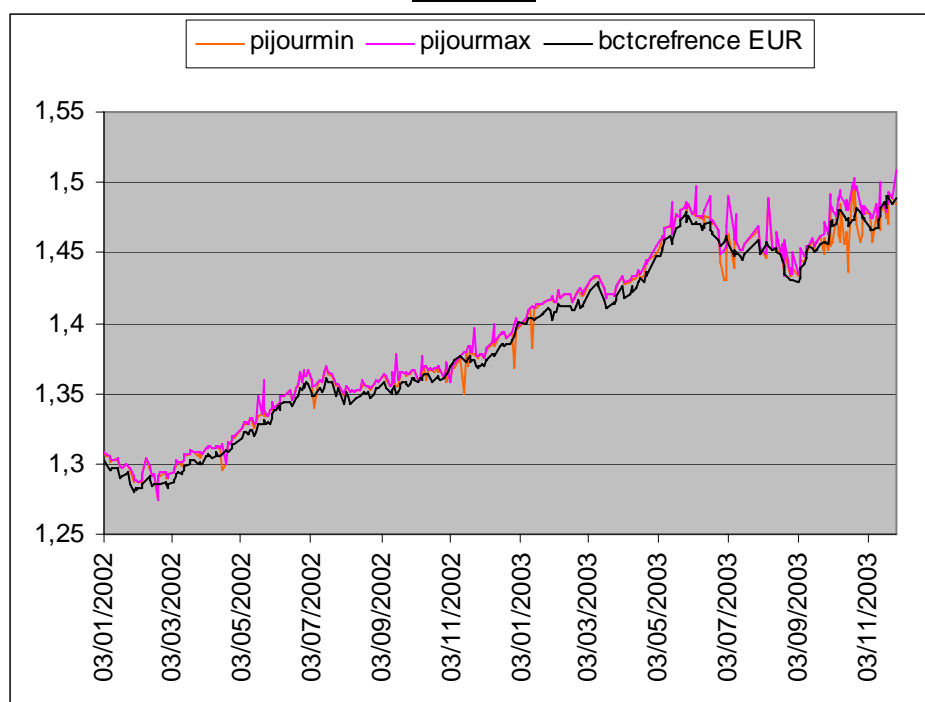
Comme l'on pouvait s'y attendre, les données dont nous disposons confirment - pour le teneur de marché considéré dans notre étude - le faible écart de ses cotations de change avec les taux de change de référence transmis par la BCT. Le tableau suivant résume les caractéristiques de l'écart entre les cotations P_i du teneur de marché sur les ordres entrants et le taux de change de référence de la BCT (P_{ref}).

Tableau 1 : Eléments de comparaison entre le taux de change de référence de la BCT (P_{ref}) et les cotations (P_i) du teneur de marché sur les ordres entrants (02/01/2002 - 27/11/2003)

	USD/TND	EUR/TND
Ecart moyen entre la moyenne journalière de P_i et P_{ref} (en % de P_{ref})	+0,40%	+0,43%
Ecart moyen entre le minimum journalier de P_i et P_{ref} (en % de P_{ref})	+0,25%	+0,29%
Ecart minimum entre P_i et P_{ref} (en % de P_{ref})	-2,85%	-2,55%
Ecart maximum entre P_i et P_{ref} (en % de P_{ref})	+4,64%	+2,38%
Corrélation entre ΔP_i et ΔP_{ref}	0,22	0,32

Le graphique 1, présenté à la suite à titre d'illustration, confirme que les cotations du teneur de marché oscillent autour du taux de change de référence quotidiennement communiqué par la BCT. L'amplitude des écarts entre les cotations du teneur de marché et le taux de change de référence de la BCT est de l'ordre de 0,40% en moyenne, aussi bien pour l'USD/TND que pour l'EUR/TND, mais les écarts extrêmes sont plus importants pour l'USD/TND que pour l'EUR/TND. Par ailleurs, le taux de change de référence se rapproche dans les deux cas d'un plancher, bien qu'il puisse être occasionnellement dépassé à la baisse. On observe, en effet, que l'écart moyen entre la cotation minimum journalière du teneur de marché et le taux de change de référence de la BCT est positif pour l'EUR/TND et pour l'USD/TND. Ce dernier élément tend à corroborer l'interprétation selon laquelle, sur la période considérée, la BCT cherche globalement à limiter l'appréciation du TND contre l'USD et à renforcer la dépréciation du TND vis-à-vis de l'EUR.

Graphique 1 : Taux de change de référence pour l'EUR/TND et cotations journalières extrêmes.



2.2 Caractérisation des données :

Notre base de données porte sur les deux principaux taux de change du dinar tunisien : les taux USD/TND et EUR/TND. Le choix de ces deux taux de change est motivé par le fait que les transactions commerciales de la Tunisie s'effectuent pour l'essentiel soit en dollars, soit en euros.

La fréquence d'observation est intra-journalière. Notre étude couvre la période allant du 2 janvier 2002 au 27 novembre 2003. Soient 2974 observations pour le dollar et 2538 observations pour l'euro. En d'autres termes, notre teneur de marché effectue, en moyenne, 7 transactions journalières sur le dollar et 6 sur l'euro. Ces données nous ont été fournies par les services de changes d'une banque privée tunisienne de taille moyenne, appelée par la suite le teneur de marché *i*. Elles ne concernent que le marché interbancaire tunisien. Autrement dit

les contreparties sont toujours des banques tunisiennes (y compris la banque centrale tunisienne).

Cette base comprend les différents éléments relatifs aux transactions effectués par notre teneur de marché. Chaque transaction est accompagnée des informations suivantes : (1) la quantité échangée, (2) lequel des deux opérateurs a pris l'initiative de l'échange et (3) le prix de la transaction. Toutefois, cette base ne fournit pas l'heure à laquelle sont effectuées les transactions et, par conséquent, ne permet pas de déterminer la durée qui sépare deux transactions successives. Dès lors, nous avons approximé par la suite cette durée par le nombre de transactions intermédiaires qui sépare deux transactions initiées par le même intervenant (le teneur de marché i ou le concurrent j).

a) Caractéristiques des séries de taux de change

Pour chaque série de taux de change USD/TND et EUR/TND, nous distinguons deux prix différents : un prix (P_i) déterminé par le teneur de marché, auquel sont exécutés les ordres initiés par les concurrents (Q_j) et un prix (P_j) auquel les ordres (Q_i) initiés par le teneur de marché sont exécutés.

Les graphiques en annexe 2a (1 et 2) et 2b (3 et 4), de chaque série et pour chaque prix, indiquent que ces deux séries de cotations (P_i ou P_j) ont le même profil que le taux de change correspondant de l'ensemble du marché tunisien, représenté par les taux de change du marché interbancaire tunisien, tel qu'il est déterminé par la BCT à la fin de la journée (graphiques 5 et 6 en annexe 2c).

Par ailleurs, les résultats de nos tests de stationnarité (PP et KPSS) sont conformes aux résultats usuellement obtenus dans la littérature : les deux taux de change en niveaux présentent une racine unitaire au seuil de 5% et sont stationnaires en différences premières (Ederington et Lee, 1993, Lyons, 1995, Andersen et Bollerslev, 1998, Galati, 2000, Rime, 2000 etc.). Le seul résultat éventuellement ambigu pourrait concerner le taux de change EUR/TND, pour lequel la stationnarité en niveau peut être retenue au seuil de 10%. Nous présentons, ici, les résultats des tests de stationnarité dans un modèle avec constante⁴.

Tableau 2a: Test de stationnarité de Phillips-Perron

	USD/TND		EUR/TND	
	P_j	P_i	P_j	P_i
Niveau	-2.161628	-1.262043	-2.722224*	-1.553126
Différence 1 ^{ère}	-110.6062***	-57.23637***	-142.6895***	-103.0415***

Rejet de H_0 (non stationnarité) *** à 1%, ** à 5%, * à 10%.

Tableau 2b: Test de stationnarité de KPSS

	USD/TND		EUR/TND	
	P_j	P_i	P_j	P_i
Niveau	4.383907***	3.861488***	4.163337***	3.754282***
Différence 1 ^{ère}	0.0845500	0.06310	0.151157	0.123703

Rejet de H_0 (stationnarité) *** à 1%, ** à 5%, * à 10%.

⁴ Ce modèle sera repris par la suite pour toutes les variables : il paraît approprié tant pour le taux de change (I(1) mais sans tendance quadratique apparente sur le niveau) que pour les autres variables (flux d'ordres et positions qui sont I(0)).

Les statistiques descriptives de base pour les deux séries, résumées dans le tableau N°3, font apparaître qu'en moyenne environ 60%⁵ des transactions interbancaires sur les taux de change USD/TND et EUR/TND sont initiées par notre teneur de marché. En outre, en moyenne, le taux de change déterminé par le teneur de marché (P_i) est supérieur à celui des concurrents (P_j) pour le dollar mais moins élevé pour l'euro. La fourchette maximale (la différence entre le taux le plus élevé et le taux le plus bas) de notre teneur de marché est plus faible que celle des concurrents pour le dollar et légèrement plus élevée pour l'euro. L'étude des moments supérieurs à 2 sur les variations de prix stationnaires fait apparaître que si l'asymétrie des distributions est faible (proche de zéro) la kurtosis est toujours supérieure à 3. Le rejet de l'hypothèse de normalité de la distribution des variations de change par le test de Jarque-Bera est ainsi avant tout lié à la présence de kurtosis.

Tableau 3 : Statistiques descriptives des taux de change

	USD/TND				EUR/TND			
	P_i	ΔP_i	P_j	ΔP_j	P_i	ΔP_i	P_j	ΔP_j
Moyenne	1.3431	-0.0170	1.3312	-0.0001	1.4113	1.9580	1.4201	0.0001
Médiane	1.3220	0.0000	1.3170	0.0000	1.4254	0.0000	1.4356	-0.0005
Maximum	1.4990	3.9575	1.5090	0.0412	1.5088	385.55	1.5109	0.0469
Minimum	1.2337	-4.4940	1.2306	-0.0397	1.2740	-438.10	1.2765	-0.0374
écart-type	-	0.7992	-	0.0112	-	80.041	-	0.0112
asymétrie	-	0.0172	-	0.0318	-	-0.0473	-	0.0140
Kurtosis	-	9.0258	-	3.9036	-	8.6281	-	3.8453
Jarque-Bera (P-value)	-	1741.4 (0.0000)	-	62.264 (0.0000)	-	1350.5 (0.0000)	-	45.090 (0.0000)
Observations	1152	1151	1822	1821	1024	1023	1514	1513

b) Caractéristiques des flux d'ordres

Les flux d'ordres sont mesurés par les ordres d'achats nets des ventes. Dans cette étude, étant donné l'absence d'information sur l'heure de passage des transactions, nous raisonnons transaction par transaction et n'agrégeons pas plusieurs transactions qui prendraient place dans un même intervalle de temps. Dès lors, les flux sont ici des flux d'achat ou de vente de la partie qui initie la transaction, mais pas des flux nets achats-ventes sur un intervalle de temps donné. Nous distinguons entre deux catégories de flux : les flux initiés par le teneur de marché Q_i et les flux initiés par les concurrents Q_j . Les premiers correspondent aux ordres (d'achat ou de vente) dits sortants et les seconds aux ordres (d'achat ou de vente) dits entrants. Au sein de chacune de ces catégories de flux, les ordres d'achats (par les concurrents pour Q_j , par le teneur de marché pour Q_i) sont affectés d'un signe (+), et les ordres de vente d'un signe (-).

Les résultats des tests de stationnarité présentés dans les tableaux 4a et 4b nous permettent de rejeter l'hypothèse de non-stationnarité des flux d'ordres.

Tableau 4a: Test de stationnarité de Phillips-Perron sur les flux d'ordres

	USD		EUR	
	Q_j	Q_i	Q_j	Q_i
Niveau	-36.35076***	-45.11174***	-35.49238***	-41.95436***

Rejet de H_0 (non stationnarité) *** à 1%, ** à 5%, * à 10%.

⁵ C'est le nombre de transactions initiées par le teneur de marché/nombre total des transactions

Tableau 4b: Test de stationnarité de KPSS sur les flux d'ordres

	USD		EUR	
	Q_j	Q_i	Q_j	Q_i
Niveau	0.657801	0.327499	0.076447	0.215040

Rejet de H_0 (stationnarité) *** à 1%, ** à 5%, * à 10%.

Le tableau 5 à la suite synthétise les caractéristiques des flux entrants (Q_j) et sortants (Q_i). En moyenne, les concurrents sont vendeurs de devise sur les ordres qu'ils initient (en moyenne $Q_j < 0$), alors que notre teneur de marché est acheteur de devise sur les ordres qu'il initie (en moyenne $Q_i > 0$). La moyenne des deux flux Q_j et Q_i est, par ailleurs, différente de zéro pour chaque devise : positive pour l'USD/TND, négative pour l'EUR/TND. Pourtant, d'après les indications données par le teneur de marché, la position désirée est nulle, en fin de journée notamment. L'écart entre 0 et la moyenne des deux flux Q_j et Q_i pour chaque devise ne reflète donc pas une position désirée (I^*) négative, mais bien plutôt l'existence d'ordres commerciaux (clientèle non bancaire) qui ne sont pas repris ici⁶. Par ailleurs, les distributions des séries de flux d'ordres présentent de l'asymétrie : négative pour les transactions sur le dollar américain et positive pour l'euro. Autrement dit, les ordres importants (entrants ou sortants) de vente de dollars sont anormalement fréquents, tandis que sur l'euro c'est l'inverse. Ces caractéristiques sont cohérentes avec la dépréciation du dollar et l'appréciation de l'euro sur la période considérée. Enfin, l'ensemble des séries de flux d'ordres considérées présente de la kurtosis et l'hypothèse de normalité est rejetée.

Tableau 5: Statistiques descriptives des flux d'ordres *

	USD		EUR	
	Q_j	Q_i	Q_j	Q_i
Moyenne	-3.212341	0.339038	-1.192992	0.077193
Médiane	-3.000000	0.691440	-3.000000	-0.400000
Maximum	89.91948	50.80000	112.7241	126.7500
Minimum	-131.5900	-131.5538	-105.0372	-34.88773
écart-type	11.15472	9.232071	11.88895	9.033142
asymétrie	-3.309286	-3.199731	3.157714	3.293632
Kurtosis	42.90378	41.96312	41.53795	41.13367
Jarque-Bera	78533 (0,0000)	118359 (0,0000)	65069 (0,0000)	78533 (0,0000)
Observations	1152	1822	1024	1514

* Une unité = 100 000 USD ou EUR.

Les deux séries de flux d'ordres pour les taux de change USD/TND et EUR/TND étant stationnaires elles peuvent être décomposées en composantes anticipées et non anticipées *via* l'estimation du modèle de Box-Jenkins. Ce dernier permet de décrire la variable stationnaire sous la forme d'un modèle autorégressif de la forme:

$$Q_t = \alpha + \varphi(L)Q_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Où L est l'opérateur de retard, $\varphi(L)$ est un polynôme en L et ε_t est un bruit blanc.

Cette décomposition est utilisée afin d'éviter le problème de multicollinéarité entre les flux d'ordres et les positions. Ainsi, nous mesurons par la suite les flux d'ordres par leur composante non anticipée, calculée à partir des résidus du modèle auto-régressif. La détermination de l'ordre du modèle autorégressif sur les flux d'ordres agrégés ou désagrégés

⁶ Les données sur les ordres de la clientèle non financière sont rarement disponibles et donc rarement exploitées dans la littérature actuelle.

par type d'intervenants a été opérée à partir des critères d'information d'Akaike (AIC) et de Schwarz (SC)⁷.

c) Caractéristiques des positions de change

La position par devise I_{it} du teneur de marché i étudié est recalculée après chaque transaction effectuée, que celle-ci soit initiée par le teneur de marché ou par ses concurrents (ou la BCT). Comme nous ne disposons que des ordres interbancaires nous ne pouvons tenir compte de l'effet des ordres de la clientèle non bancaire sur la position de change du teneur de marché. Le teneur de marché nous ayant indiqué qu'il termine chaque journée avec une position nulle, nous supposons que la variable de position I_t vaut zéro en début de journée et qu'ensuite elle évolue en fonction des ordres interbancaires entrants et sortants⁸. Ainsi, la position, à l'instant t , (I_t) est calculée comme la position en devises à l'instant $(t-1)$ (I_{t-1}) – nulle en début de journée - augmentée (diminuée) par les ordres d'achats (ventes) interbancaires initiés par le teneur ou les ordres de ventes (achats) interbancaires initiés par les concurrents.

Les tableaux 6 a et b à la suite nous permettent de conclure à la stationnarité des positions en devises. La stationnarité de la position est cohérente avec la stationnarité de l'ensemble des flux d'ordres à partir desquels elle est calculée (tableaux 4a et 4b).

Tableau 6a: Test de stationnarité Phillips-Perron

I_t	USD	EUR
	-17,97***	-15.93334***

Rejet de H_0 (non stationnarité) *** à 1%, ** à 5%, * à 10%.

Tableau 6b: Test de stationnarité KPSS

I_t	USD	EUR
	0.245582	0.145424

Rejet de H_0 (stationnarité) *** à 1% ** à 5%, * à 10%.

La stationnarité de la position de change du teneur de marché indique que la position opère un retour vers sa moyenne cohérent avec une stratégie de gestion de la position de change. Le contrôle de sa position est essentiel pour notre teneur de marché, afin d'éviter des coûts de détention d'une position oisive et les risques de change. Nous pouvons évaluer plus précisément cette stratégie via l'estimation de l'équation suivante (très similaire aux équations permettant de tester la stationnarité) :

$$\Delta I_{it} = c + \beta I_{it-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Où I_{t-1} est la position calculée juste avant la transaction de l'instant t . Ici, l'objectif du teneur de marché en matière de position est supposé constant. Cependant, ses échanges avec ses concurrents et sa clientèle commerciale (ensemble des ordres entrants), poussent notre teneur de marché à s'écarter de sa position désirée. Les résultats de l'estimation du coefficient β de l'équation (4) sont repris dans le tableau N°7 à la suite.

⁷ Ces critères ont conduit à retenir un modèle auto-régressif d'ordre 1, quelle que soit la variable de flux d'ordres considérée.

⁸ Cela revient à supposer que les ordres de la clientèle non bancaire sont passés en fin de journée, après le dernier ordre interbancaire traité par notre teneur de marché.

Tableau 7: Le retour vers la moyenne de la position

	USD	EUR
β	-0.200231 (-18,12145)	-0.182763 (-15.93854)

Le coefficient de la position précédente est significativement négatif, ce qui confirme les résultats des tests de stationnarité préalablement menés : les positions en EUR et en USD opèrent toutes deux un retour à la moyenne. Dans les deux cas le coefficient β est proche de -20%. Ce résultat signifie que 20% de la déviation de l'écart relativement à la position désirée en t-1 est éliminé en t. Nous pouvons alors calculer le nombre de transactions nécessaires pour que la déviation de la position désirée soit réduite de moitié : Il est de 3,1 transactions pour la position en USD et de 3,4 transactions pour la position en EUR⁹.

Le tableau 8 à la suite ci-dessous synthétise les caractéristiques statistiques des positions en USD et Euro. Les caractéristiques des positions de change dans chaque devise sont cohérentes avec celles des flux d'ordres qui ont permis de les calculer.

Tableau 8 : Statistiques descriptives des positions*

I_t	USD	EUR
Moyenne ¹⁰	-5.044734	-3.013233
Médiane	-2.369780	-4.000000
Maximum	100.0000	288.4475
Minimum	-315.5493	-110.0000
écart-type.	26.58089	28.31088
asymétrie	-3.023768	4.174218
Kurtosis	29.19263	40.48872
Jarque-Bera (p-value)	89545.49 (0,0000)	155991.9 (0,0000)
Observations	2974	2538

*Une unité = 100 000 USD ou 100 000 EUR.

3-Estimations des stratégies de prix

Cette section présente les principaux résultats de l'estimation de l'équation (2) de stratégie de prix, présentée dans la première section. Mais, au préalable, nous exposons la méthodologie que nous adoptons.

3.1 Méthodologie

Généralement, les données de change à haute fréquence présentent de l'hétéroscédasticité qui peut fausser les statistiques des tests. Par ailleurs, le modèle de stratégie de prix de Madhavan

⁹ La résorption progressive des déviations de la position par rapport à son niveau désiré I^* (modèle de retour progressif vers I^*) s'écrit : $I_t - I_{t-1} = -\beta(I^* - I_{t-1})$ avec $-1 < \beta < 0$ ce qui permet d'identifier $-\beta I^*$ avec la constante de l'équation numéro (3). Cet ajustement progressif à I^* peut encore se réécrire $I_t - I^* = (1 + \beta)(I_{t-1} - I^*)$, ce qui donne après n itérations $I_t - I^* = (1 + \beta)^n (I_{t-n} - I^*)$. Le nombre n de transactions nécessaires à la résorption de la moitié de la déviation initiale est donc donné par la condition :

$$\frac{1}{2} = (1 + \beta)^n \text{ soit } n = \frac{-\ln(2)}{\ln(1 + \beta)}$$

¹⁰ Niveau moyen de la position à chaque transaction. La moyenne de la position en fin de journée est nulle par hypothèse.

et Smidt (1991), que nous estimons ici, peut incorporer une certaine autocorrélation dans le terme d'erreur. Dès lors, estimer l'équation (2) par la méthode des moindres carrés engendrera des estimateurs biaisés. La méthode des moments généralisés préconisée par Hansen (1982) permet de traiter à la fois l'autocorrélation et l'hétéroscédasticité des résidus et présente l'avantage de ne pas nécessiter l'hypothèse de distribution normale.

Par conséquent, nous adoptons la méthode des moments généralisés à la suite d'un grand nombre d'auteurs (Bessembinder, 1994 ; Hartmann 1999, etc.) pour l'estimation du modèle Madhavan et Smidt (1991). Cette méthode requiert des variables instrumentales. Ces variables peuvent être certaines ou correspondre à toutes les variables explicatives. Le choix de ces variables pose le problème d'identification dans le modèle. Ainsi, si le nombre de variables instrumentales est inférieur ou supérieur à celui des variables explicatives, un problème de, respectivement, sous- ou sur- identification survient. Nous avons donc adopté la solution de Bessembinder (1994), qui consiste à inclure toutes les variables explicatives comme variables instrumentales. De plus, étant donné que les séries de taux de change à haute fréquence présentent de l'hétéroscédasticité, nous corrigeons la matrice de variance-covariance par la méthode de Newey-West (1987). Enfin, afin de purger le terme d'erreur de l'autocorrélation négative révélée par les résidus de l'estimation de l'équation 4 nous ajoutons des termes autorégressifs à cette équation.

3.2 Résultats

Notre objectif est ici de tester si les modèles microstructurels de prix et de contrôle de position intra-journaliers sont validés sur les données de notre teneur de marché. Dans cette section, nous présentons, en premier lieu, les résultats des estimations du modèle de base de stratégie de prix, correspondant à l'équation (2) et, en second lieu, les résultats du modèle de stratégie de prix intégrant cette fois l'intervention de la BCT.

3.2.1 Estimation du modèle de base de stratégie de prix

Nous estimons ici une variante de l'équation (2) qui comprend des termes additionnels autorégressifs, le nombre de retards étant choisi de façon à purger les résidus de leur autocorrélation négative. Les résultats obtenus pour l'équation (2) -qualitativement similaires de ceux que nous présentons ici- révélaient en effet une forte autocorrélation négative des résidus qui nous a conduit à amender le modèle initial de façon à en tenir compte

$$\Delta P_{it} = \beta_0 + \beta_1 Q_{it} + \beta_2 I_{it} + \beta_3 I_{i,t-1} + \beta_4 D_t + \beta_5 D_{t-1} + \sum_{\tau=1}^p \alpha_{\tau} \Delta P_{it-\tau} + \varepsilon_t \quad (2')$$

Les résultats de l'estimation de l'équation (2'), récapitulés dans le tableau N°9, confirment une partie seulement des hypothèses du modèle microstructurel. En ce qui concerne le taux de change USD/TND les signes attendus des coefficients β_1 (effet informationnel), β_4 et β_5 (variables directionnelles reflétant les coûts de transaction) ne sont pas obtenus et ces coefficients ne sont pas significatifs au seuil de 5 %. Par contre, les coefficients β_2 et β_3 ont les signes attendus et sont significatifs au seuil de 5%, ce qui confirme l'existence d'un effet position dans la stratégie de cotation de l'USD/TND. Lorsque la position observée s'écarte de la position désirée, le teneur de marché modifie sa fourchette de façon à provoquer l'arrivée d'ordres dans le sens souhaité. Ces résultats sont moins favorables au modèle de Madhavan et Smidt que les résultats obtenus (sur d'autres données) par Lyons (1995). Mais ils sont moins négatifs que les premiers résultats obtenus par Bjornnes et Rime, qui ne validaient que les

coefficients des variables directionnelles avec le bon signe, mais sans trouver, ni d'effet informationnel ($\beta_1 > 0$), ni d'effet de position ($\beta_3 > 0$). Par contre, sur le taux de change EUR/TND le modèle de Madhavan et Smidt n'est pas validé : aucun coefficient n'est significatif au seuil de 5%. Seuls les coefficients de la partie auto-régressive de l'équation (2') sont significativement différents de zéro pour ce taux de change.

Tableau 9 : Estimation des stratégies de prix par le modèle de Madhavan et Smidt

$$\Delta P_{it} = \beta_0 + \beta_1 Q_{jt} + \beta_2 I_{it} + \beta_3 I_{i,t-1} + \beta_4 D_t + \beta_5 D_{t-1} + \varepsilon_t$$

Estimation par la méthode des moments généralisés, estimateur de la matrice des covariances (HAC) robuste à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation avec kernel de Bartlett.

	USD	EUR
Constante	-3.385511 (-0.997967)	5.795242 (2.125060)
Q _{jt}	-0.459288 (-1.705191)	0.039802 (0.211268)
I _t	-0.380401 (-3.201136)	0.169087 (1.752889)
I _{t-1}	0.358363 (3.328855)	-0.120891 (-1.468833)
D _t	-5.488573 (-1.279345)	-1.307362 (-0.246543)
D _{t-1}	5.509259 (1.638364)	0.657888 (0.205925)
ΔP _{it-1}	-0.395555 (-7.308881)	-0.608159 (-12.99313)
ΔP _{it-2}	-0.125161 (-2.673663)	-0.475997 (-8.457739)
ΔP _{it-3}	-0.117378 (-2.883589)	-0.329485 (-5.163531)
ΔP _{it-4}	-0.092944 (-2.103980)	-0.274792 (-4.490561)
ΔP _{it-5}	-0.101033 (-2.613495)	-0.179766 (-3.030863)
ΔP _{it-6}	-	-0.180281 (-3.555048)
ΔP _{it-7}	-	-0.089819 (-1.975276)
R ² ajusté	0.160682	0.276144
Q-stat(15) (P-value)	13.001 (0.602)	14.897 (0.459)
Observations	1152	1024

Avant de rejeter l'existence de tout effet informationnel nous affinons notre approche afin de distinguer cet effet selon la catégorie de client avec qui le teneur de marché échange. En particulier, si l'ordre entrant émane de la Banque centrale tunisienne (BCT), on peut supposer qu'il transmet des signaux sur la politique de change et la politique monétaire future. Dès lors, nous avons décomposé les ordres interbancaires reçus par le teneur de marché en ordres initiés par la banque centrale (Q_{jb}) et ordres initiés par les concurrents (Q_{jx}). L'équation à estimer devient alors :

$$\Delta P_{it} = \beta_0 + \beta_1 Q_{jbt} + \beta_1 Q_{jxt} + \beta_2 I_{it} + \beta_3 I_{i,t-1} + \beta_4 D_t + \beta_5 D_{t-1} + \sum_{\tau=1}^p \alpha_{\tau} \Delta P_{it-\tau} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Les résultats de l'estimation de l'équation N°5 récapitulés dans le tableau N°10, confirment ceux de l'équation N°2'. En effet, dans la plupart des cas, les coefficients ont gardé leurs signes. Toutefois, les signes des coefficients relatifs aux ordres interbancaires sur le taux de change USD/TND, dépendent du type de l'intervenant. Alors que, les ordres des concurrents

exercer un effet négatif, ceux de la banque centrale ont un effet positif. Ce résultat confirme celui trouvé par Rime (2000) où les ordres de la banque centrale sont la source principale pour le teneur de marché d'informations sur le marché interbancaire. Quant aux ordres d'achats des concurrents, ils ne sont pas considérés comme positivement informatifs par le teneur de marché puisque leur coefficient est significativement négatif. Ce résultat surprenant rappelle un résultat obtenu par Mende et Menkoff (2003), mais pour des ordres commerciaux. En ce qui concerne le taux de change EUR/TND, l'ensemble des coefficients du modèle de Madhavan et Smidt restent non significatifs au seuil de 5%.

Tableau 10: Estimation des stratégies de prix en décomposant les flux d'ordres par intervenants

Estimation par la méthode des moments généralisés, estimateur de la matrice des covariances (HAC) robuste à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation avec kernel de Bartlett.

	USD	EUR
Constante	-3.460106 -1.079954	5.755731 (2.109500)
Q_{jb}	1.059867 2.076714	-0.706405 (-1.693750)
Q_{jx}	-0.553817 -1.927098	0.108549 (0.557662)
I_t	-0.393988 -3.261180	0.157344 (1.632916)
I_{t-1}	0.365566 3.301964	-0.114208 (-1.388626)
D_t	-5.400209 -1.183508	-1.438370 (-0.269756)
D_{t-1}	5.433376 1.520881	0.703093 (0.220423)
ΔP_{it-1}	-0.395805 -7.253455	-0.608122 (-13.01039)
ΔP_{it-2}	-0.128051 -2.896110	-0.476995 (-8.499216)
ΔP_{it-3}	-0.119698 -3.040050	-0.329974 (-5.182068)
ΔP_{it-4}	-0.094054 -2.315124	-0.276167 (-4.526562)
ΔP_{it-5}	-0.101912 -2.673351	-0.180398 (-3.049736)
ΔP_{it-6}	-	-0.180871 (-3.569668)
ΔP_{it-7}	-	-0.090040 (-1.981636)
R ² ajusté	0.162592	0.275932
Q-stat(15) (P-value)	13.961 (0.529)	15.264 (0.433)
Observations	1152	1024

La particularité des données intra-journalières est que le temps qui sépare deux transactions est variable. Lyons (1996) a trouvé que flux d'ordres passés durant les périodes à faible intensité de transactions sont les plus révélateurs d'informations. Nous cherchons donc à vérifier si l'effet des ordres est différent selon l'intensité des transactions qui les entourent.

Dès lors, l'équation à estimer devient :

$$\Delta P_{it} = \beta_0 + \beta_1 Q_{jct} + \beta_2 Q_{jlt} + \beta_3 I_{it} + \beta_4 I_{i,t-1} + \beta_5 D_{it} + \beta_6 D_{i,t-1} + \sum_{\tau=1}^p \alpha_{\tau} \Delta P_{i,t-\tau} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Avec : Q_{jc} les ordres de « haute fréquence » et Q_{jl} les ordres de « faible fréquence ».

Cependant, comme nous ne disposons pas de l'heure de la transaction, nous avons approximé la durée entre deux ordres entrants par le nombre de transactions intermédiaires (ordres

sortants initiés donc cette fois par le teneur de marché) qui les sépare. Par la suite, nous avons définies les transactions de « haute fréquence » comme les transactions séparées par un nombre de transactions intermédiaires inférieur ou égal à trois. Ce choix est motivé par le fait qu'en moyenne il y a seulement cinq ou sept transactions par jours.

Le tableau ci-dessous donne le nombre de transactions de chaque « fréquence » pour chaque série. Ce tableau montre qu'entre 70% et 79% des transactions initiées par les concurrents sont réalisées à des intervalles de « courte durée », au sens où le nombre de transactions intermédiaires est inférieur ou égal à 3.

Tableau 11: Le nombre de transactions de différentes fréquences

Nombre de transactions	USD	EUR
De « haute fréquence »	900	565
De « basse fréquence »	251	203

Les résultats de la régression sont résumés dans le tableau N°12. Ils sont qualitativement très proches de ceux reportés dans le tableau 9. En effet, l'effet position sur la parité USD/TND est toujours présent. Par contre, si pour la parité USD/TND le coefficient des flux d'ordres à « haute fréquence » est significatif, au seuil de 10%, il a le mauvais signe (négatif).

Tableau 12 : Estimation des stratégies de prix en présence de temps de transaction

Estimation par la méthode des moments généralisés, estimateur de la matrice des covariances (HAC) robuste à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation avec kernel de Bartlett.

	USD	EUR
Constante	-3.417636 (-1.064864)	5.753013 (2.105503)
Q_{jc}	-0.548897 (-1.809585)	-0.049200 (-0.249659)
Q_{jl}	-0.190974 (-0.574829)	-0.115975 (-0.260106)
I_t	-0.357248 (-3.018094)	0.163517 (1.719767)
I_{t-1}	0.350139 (3.212501)	-0.117802 (-1.436064)
D_t	-5.310816 (-1.154965)	-1.402453 (-0.280098)
D_{t-1}	5.634516 (1.559514)	0.664674 (0.215338)
ΔP_{it-1}	-0.395105 (-7.140960)	-0.608057 (-13.70836)
ΔP_{it-2}	-0.124050 (-2.752771)	-0.475938 (-8.467386)
ΔP_{it-3}	-0.116698 (-2.924749)	-0.329372 (-5.349991)
ΔP_{it-4}	-0.092561 (-2.248493)	-0.274492 (-4.557013)
ΔP_{it-5}	-0.100820 (-2.613418)	-0.179577 (-3.093952)
ΔP_{it-6}	-	-0.180123 (-3.573711)
ΔP_{it-7}	-	-0.089774 (-1.997986)
R ² ajusté	0.160482	0.275454
Q-stat(15) (P-value)	13.167 (0.589)	14.887 (0.460)
Observations	1152	1024

3.2.2 Stratégie de prix et intervention de la BCT

Quotidiennement la BCT intervient sur le marché des changes par la communication d'un taux de change de référence aux banques commerciales. Ce taux de change de référence, dont nous disposons sur la période d'étude, est une information commune au teneur de marché et à ses concurrents. Nous le traitons donc comme une variable « publique » dans la variante du modèle de Madhavan et Smidt proposé dans Lyons (1999). Ce qui nous conduit à estimer l'équation suivante :

$$\Delta P_{it} = \beta_0 + \beta_1 Q_{jt} + \beta_2 I_{it} + \beta_3 I_{i,t-1} + \beta_4 D_t + \beta_5 D_{t-1} + \beta_6 \Delta P_{ref,t} + \sum_{\tau=1}^p \alpha_{\tau} \Delta P_{t-\tau} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Où ΔP_{ref} est la variation du taux de change de référence transmis par la BCT.

Sur la période étudiée la BCT communique les taux de change de référence chaque matin pour chacune des deux devises considérées. Comme nous ne disposons pas de l'heure de la transmission du taux de référence, nous avons considéré que le teneur de marché ne connaît le nouveau taux de change de référence de la BCT que lors de l'exécution du deuxième ordre entrant de la journée. La variable ΔP_{ref} est alors égale à la variation du taux de change de référence par rapport à la veille. Par contre, au moment de l'exécution des autres ordres entrants (premier ordre de la journée et du troisième ordre entrant au dernier ordre entrant) cette variable est considérée comme nulle, dans la mesure où il n'y a pas de nouvelle information qui parvient sur le taux de change de référence.

Les résultats de l'estimation de l'équation (7) sont présentés dans le tableau N°13. Relativement à ceux du modèle de base (tableau 9) ces résultats ne sont pratiquement pas modifiés pour ce qui concerne les coefficients β_1 à β_5 . De plus, l'effet de l'annonce du nouveau taux de change de référence de la BCT est confirmée pour les deux séries de taux de change. En effet, les coefficients β_6 sont significativement positifs. Cela implique que notre teneur de marché s'aligne dans le même sens que la BCT. En outre, le coefficient positif associé à la variation du taux de change de référence de la BCT se cumule aux effets positifs de ses ordres – au moins pour l'USD/TND - et implique que les stratégies de prix journalières des teneurs de marché restent – sur la période étudiée- influencées par la BCT, malgré la politique de libéralisation poursuivie depuis deux décennies.

Le rôle particulier de la BCT peut contribuer à expliquer l'absence d'effets informationnels provenant des concurrents, ainsi que l'absence d'effets des coûts de transactions dans la stratégie de prix interbancaire du teneur de marché. Ce dernier effet peut aussi être expliqué par la pratique d'autres modes de rémunérations (commissions, frais plus élevés prélevés sur les transactions avec la clientèle non financière), qui ne se reflètent pas dans les fourchettes de prix proposées par notre teneur de marché sur le marché interbancaire.

Tableau 13 : Estimation de la stratégie de prix par l'équation N°(7)

Estimation par la méthode des moments généralisés, estimateur de la matrice des covariances (HAC) robuste à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation avec kernel de Bartlett.

	USD	EUR
Constante	-2.913999 (-0.921343)	5.160033 (1.929294)
Q_{jt}	-0.405952 (-1.497312)	-0.010951 (-0.062126)
I_t	-0.369943 (-3.069130)	0.178999 (1.851483)
I_{t-1}	0.351729 (3.210148)	-0.124222 (-1.516447)
D_t	-5.511820 (-1.224286)	-0.948855 (-0.183299)
D_{t-1}	5.368724 (1.548387)	0.296066 (0.095915)
$\Delta P_{ref,t}$	0.212136 (3.354083)	0.402340 (4.026559)
ΔP_{it-1}	-0.411578 (-7.404092)	-0.636850 (-13.67639)
ΔP_{it-2}	-0.132276 (-2.923680)	-0.487747 (-8.874840)
ΔP_{it-3}	-0.113513 (-2.850901)	-0.339783 (-5.382541)
ΔP_{it-4}	-0.088559 (-2.172490)	-0.281774 (-4.648291)
ΔP_{it-5}	-0.099621 (-2.604856)	-0.182323 (-3.085998)
ΔP_{it-6}	-	-0.179549 (-3.519551)
ΔP_{it-7}	-	-0.094382 (-2.102926)
R ² ajusté	0.168217	0.285356
Q-stat(15) (P-value)	13.766 (0.543)	16.365 (0.358)
Observations	1152	1024

Le tableau 14 à la suite récapitule les modèles de stratégies de prix finalement retenus pour chaque taux de change. Les deux cotations de change sont influencées par les modifications du taux de change de référence de la BCT. Elles présentent des autocorrélations globalement négatives, qui évoquent un modèle régressif où la cible serait le taux de change de référence de la BCT. Par ailleurs, l'ajustement intra-journalier des cotations du taux de change EUR/TND ne répond pas à une logique de microstructure, tandis que sur le taux de change USD/TND les effets de microstructure validés concernent essentiellement un effet de gestion de position, l'effet informationnel étant, quant à lui, limité aux ordres passés par la BCT au teneur de marché. Une partie de cette asymétrie entre les deux cotations de change pourrait être due au fait que la dépréciation tendancielle de l'USD tout le long de la période considérée incite le teneur de marché à une gestion de position plus active sur cette devise que sur sa position en euros.

Tableau 14 : Equations finales de stratégies de prix

Estimation par la méthode des moments généralisés, estimateur de la matrice des covariances (HAC) robuste à l'hétéroscédasticité et à l'autocorrélation avec kernel de Bartlett.

	USD	EUR
Constante	-3.466351 -1.600976	5.294627 (2.426475)
Q_{jbt}	0.981131 1.908945	
Q_{jxt}	-0.738541 -2.247805	
I_t	-0.420570 -3.366441	
I_{t-1}	0.349288 3.273652	
$\Delta P_{ref,t}$	0.216786 3.480732	0.404088 3.984839
ΔP_{it-1}	-0.415774 -7.426135	-0.634910 -14.52041
ΔP_{it-2}	-0.134405 -3.038047	-0.486803 -8.913893
ΔP_{it-3}	-0.118612 -2.941124	-0.339410 -5.659087
ΔP_{it-4}	-0.092321 -2.278695	-0.280681 -4.681649
ΔP_{it-5}	-0.102816 -2.678732	-0.180469 -3.222558
ΔP_{it-6}		-0.180773 -3.557426
ΔP_{it-7}		-0.098436 -2.240966
R ² ajusté	0.167092	0.286372
Q-stat(15) (P-value)	15.689 (0.403)	15.787 (0.396)
Observations	1152	1024

Conclusion

Cette étude avait pour objet de tester la validité de la théorie de la microstructure sur les stratégies intra-journalières de prix et de contrôle de position d'un teneur de marché tunisien. Ce test a porté sur deux taux de change USD/TND et EUR/TND, pour la période allant du 2 janvier 2002 au 27 novembre 2003.

L'estimation du modèle de Lyons (1997), inspiré de celui de Madhavan et Smidt (1991), donne des résultats mitigés. Les résultats obtenus confirment néanmoins l'existence d'un effet microstructurel de gestion de risque de position sur les stratégies de gestion de position et de prix USD/TND du teneur. En outre, un effet informationnel provenant des ordres de la banque centrale est à signaler. Par contre, aucun effet de microstructure n'est validé sur les cotations EUR/TND du teneur de marché qui semblent uniquement guidées par un modèle autorégressif ainsi que par le taux de change de référence de la BCT/

En dépit de la politique de libéralisation financière les différentes formes d'interventions de la BCT sur le marché des changes tunisien conservent un impact significatif sur les stratégies de prix du teneur de marché étudié, pour la période allant du 2 janvier 2002 au 27 novembre 2003.

Références bibliographiques

1. Admati.Y et P.Pfleiderer 1988 "A Theory of Intraday Patterns: Volume And Price Variability" *Review of Financial Studies*, 1: 3-40.
2. Andersen.T, T.Bollerslev & A.Das 1998 "Testing For Market Microstructure Effect Intraday Volatility: A Reassessment of The Tokyo FX Experiment" Working paper N°6666 NBER.
3. Bank of International settlements (Banque des règlements Internationaux, B.R.I) 2004 "Central Bank Survey of Foreign Exchange and Derivatitives Market Activity in April 2004".
4. Bessembinder.H 1994 "Bid-Ask Spread In The Interbank Foreign Exchange Market" *Journal of Financial Economics* 35,317-348.
5. Ederington.L.H. & J.H.Lee1993 "How markets process information: news releases and volatility" *Journal of Finance* N°48, 1161--1191.
6. FMI 2006 "Tunisia : Country Report ", n°06/207, June.
7. Galati.G 2000 "Trading Volumes, Volatility and Spreads in Foreign Exchange Markets : Evidence from Emerging markets Countries" Bank of International Settlement.www.bis.org.
8. Hansen, L 1982 "Large Sample of Generalized Method of Moments Estimators" *Econometrica*, 50, N°4, pp 1629-1286.
9. Hartmann.P 1999 "Trading Volumes and transaction costs in the Foreign Exchange market Evidence from daily dollar-yen spot data " *Journal of Banking & Finance* 23, 801-824.
10. Imen Kouki 2005 "La microstructure du marché des changes tunisien: Essai de la modélisation de la dynamique de change" Thèse de Doctorat en Sciences de Gestion, Université Jean-Moulin Lyon 3.
11. Lyons.R 1995 "Tests of Microstructural Hypotheses In The Foreign Exchange Market", *Journal of Financial Economics* 39, 321-351.
12. Lyons.R 1996 "Optimal Transparency in a Dealer Market with an Application to Foreign Exchange" *Journal of Financial Intermediation* N°5, 225-256.
13. Lyons.R 1997 "A Simultaneous trade Model of the Foreign Exchange Hot Potato" *Journal of International Economics*, 42, 275-298.
14. Lyons.R 1999 "The Microstructure Approach to Exchange Rates", Massachusetts institute of technology Press.
15. Madhavan.A et S.Smidt.1991."A Bayesian Model of Intraday specialist pricing" *Journal of Financial Economics* 30, 99-134.
16. Mende.A et L.Menkhoﬀ 2003 "Different Counterparties, Different Foreign Exchange Trading? The Perspective of a Median Bank"www.Haas.Berkeley.Edu/~Lyons.
17. Meese, R et K, Rogoff 1983 "Empirical Exchange Rate Models of Seventies: Do They Fit Out-of-Sample" *Journal of International Economics*, 14(2), 3-24.
18. Romeau "An Intraday Pricing Model of Foreign Exchange Markets" IMF Working Papers International Monetary Fund N°03/115. 2003.
19. Rime.Dagfinn. 2000 "Private or Public Information in Foreign Exchange Markets? An empirical Analysis" Memorandum N°14/2000, Department of Economics University of Oslo.
20. Rime.D et G.H. Bjønnes B.G.Hoidal 2005 "Dealer Behavior and Trading Systems in Foreign Exchange markets" *Journal of Financial Economics*, vol. 75, issue 3 (March 2005), pp. 571-605.

21. Sarno.L et M.P.Taylor 2001 "The Microstructure of the Foreign-Exchange Market: A Selective Survey of the Literature" Princeton Studies In International Economics N°89, May 2001.
22. Yao.J 1997 «Market Making in the Interbank Foreign Exchange Market " Working Paper Series S-98-3, New York University Salomon Center.

Annexe N°1: Le modèle de stratégie de prix Madhavan et Smidt (1991)-Lyons (1999)

Nous reprenons ici la variante du modèle de Madhavan et Smidt proposée par Lyons (1999, chapitre 5).

L'actif coté par le teneur de marché est échangé au cours de transactions séquentielles ($t=1,2,\dots,T$). La valeur fondamentale de liquidation de cet actif risqué est représentée par la variable aléatoire V_T ,

$$V = \sum_{t=0}^T r_t \quad (A1)$$

Où r_t est une variable iid de moyenne nulle observée à la fin de chaque période t une fois que l'échange est terminé.

L'anticipation *a priori* de V_T par les teneurs de marché, basée sur les informations publiques disponibles au tout début de la période d'échange t est égale à :

$$S_t = V_t + \eta_t \quad (A2)$$

Où η_t est une VA iid de moyenne nulle et de variance σ_η^2 .

En outre, au début de la période t , les concurrents informés reçoivent des signaux privés provenant de leurs ordres clientèles :

$$S_{jt} = V_t + \omega_{jt} \quad (A3)$$

Où ω_t est une VA iid de moyenne nulle et de variance σ_ω^2

Peu avant les échanges une deuxième information publique B_t est transmise à l'ensemble des teneurs de marché, qui reflète les institutions du marché :

$$B_t = V_t + \xi_t \quad (A4)$$

Où ξ_t est une VA iid de moyenne nulle et de variance σ_ξ^2 .

Dans notre étude cette information sera la variation quotidienne du taux de change de référence. A la différence de S_t cette information est mesurable.

Les trois termes d'erreurs des équations (A2) à (A4) sont indépendants les uns des autres ainsi qu'au cours du temps.

Le teneur de marché i tient compte des deux informations disponibles dont il dispose pour réviser une première fois sa prévision de V_T . Cette prévision révisée s'écrit comme une moyenne pondérée de chacune des sources d'information dont il dispose :

$$\mu_i = \rho S_t + (1-\rho) B_t \quad (A5)$$

Les poids de chaque source d'information sont fonction de leurs précisions

relatives : $\rho = \frac{\sigma_\xi^2}{\sigma_\xi^2 + \sigma_\eta^2}$

Si $B_t = 0$, $\rho=1$ et on se ramène par la suite à l'équation de stratégie de prix de base (équation (2) section 1) sans seconde information publique (sans taux de change de référence ici).

Après avoir reçu les ordres de leurs clients et le signal B , les teneurs de marché concurrents révisent leurs anticipations comme suit :

$$\mu_{it} = \lambda \mu_i + (1-\lambda) S_{jt} \quad (A6)$$

Où $\lambda = \frac{\sigma_\omega^2}{\sigma_\omega^2 + \sigma_{\tilde{\mu}}^2}$

La demande du concurrent Q_j est décrite par l'équation suivante :

$$Q_{jt} = \theta (\mu_{jt} - P_{it}) + L_{jt} \quad (A7)$$

Avec $\theta > 0$.

Où L est un facteur de demande pour motif de liquidité, non corrélé avec V .

A la réception du flux d'ordre Q_j du concurrent, le teneur de marché i révisé une deuxième fois son anticipation de la valeur fondamentale de l'actif, afin de tenir compte du signal qu'il reçoit sur les anticipations (et donc les informations) de son concurrent. Cette nouvelle prévision révisée s'écrit :

$$\mu_{it} = \kappa \mu_t + (1 - \kappa) Z_{jt} \quad (A8)$$

$$\text{Avec } K = \frac{\sigma_{Z_j}^2}{\sigma_{Z_j}^2 + \sigma_{\mu}^2}$$

Où μ_t est la prévision tirée de l'information publique définie dans (A5) et Z_{jt} est le signal sur les anticipations des concurrents tiré du flux d'ordres Q_j .

A partir de l'équation de flux d'ordre des concurrents (A7), des définitions des prévisions des concurrents (A6) et de la prévision de V_T tirée des informations publiques (A7) on peut définir le signal Z_{jt} comme :

$$Z_{jt} = \frac{(Q_{jt}/\theta) + P_t - \lambda \mu_t}{1 - \lambda} = V_t + \sigma_{jt} + \frac{1}{\theta(1 - \lambda)} L_{jt} \quad (A9)$$

Par ailleurs, on se place dans le cadre d'un modèle de contrôle de position où le prix du teneur de marché obéit à l'équation suivante :

$$P_{it} = \mu_{it} - \zeta(I_{it} - I^*) + \gamma D_{it} \quad (A10)$$

Où I_t est la position courante (stock d'actif détenu) et I^* est la position désirée.

D_t est une variable indicatrice qui vaut +1 si l'ordre entrant est un ordre d'achat et -1 pour un ordre de vente. L'écart de prix entre un ordre d'achat et un ordre de vente est toutes choses égales par ailleurs égal à 2γ . Le coefficient γ reflète donc la demi fourchette c'est à dire le coût de transaction pour chaque unité achetée ou vendue. 2γ est le coût de transaction pour un « aller et retour » : achat et revente.

La cotation du teneur de marché i ne doit lui donner aucun regrets on peut donc substituer l'expression de sa prévision révisée (A8) dans l'équation (A10), ce qui donne :

$$P_{it} = (1 - \rho) B_t + \rho S_t + \left(\frac{1 - \phi}{\phi \theta} \right) Q_{jt} - \frac{\zeta}{\phi} (I_{it} - I^*) + \frac{\gamma}{\phi} D_{it} \quad (A11)$$

Avec $\phi = \frac{(\kappa - \lambda)}{(1 - \lambda)}$ et $1 > \phi > 0$ car $\sigma_{Z_j}^2 > \sigma_{\omega}^2$, $\kappa < 1$ et $1 - \lambda > 0$

Cette équation ne peut être directement estimée car elle contient la variable S_t qui n'est pas mesurable.

Néanmoins, dans un modèle séquentiel, S_t , la prévision du teneur de marché en début de période, est égale à la meilleure prévision que peut formuler le teneur de marché à la fin de la période précédente plus un terme d'erreur (nouvelle information publique). Soit :

$$S_t = \mu_{i,t-1} + \varepsilon_{it} = P_{i,t-1} + \zeta(I_{i,t-1} - I^*) - \gamma D_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (A12)$$

Ainsi, dans la version de base du modèle, où il n'y pas d'information publique supplémentaire B_t , la variation de prix du teneur de marché est égale à :

$$\Delta P_{it} = \left(\frac{\zeta}{\phi} - \zeta \right) I^* + \frac{1 - \phi}{\phi \theta} Q_{jt} - \frac{\zeta}{\theta} I_{it} + \zeta I_{i,t-1} + \frac{\gamma}{\phi} D_{it} - \gamma D_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (A13)$$

Le modèle final à estimer est alors donné par une équation de la forme :

$$\Delta P_{it} = \beta_0 + \beta_1 Q_{jt} + \beta_2 I_{it} + \beta_3 I_{i,t-1} + \beta_4 D_{it} + \beta_5 D_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (A14)$$

où l'on attend : $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$, $\beta_3 > 0$, $\beta_4 > 0$, $\beta_5 < 0$.

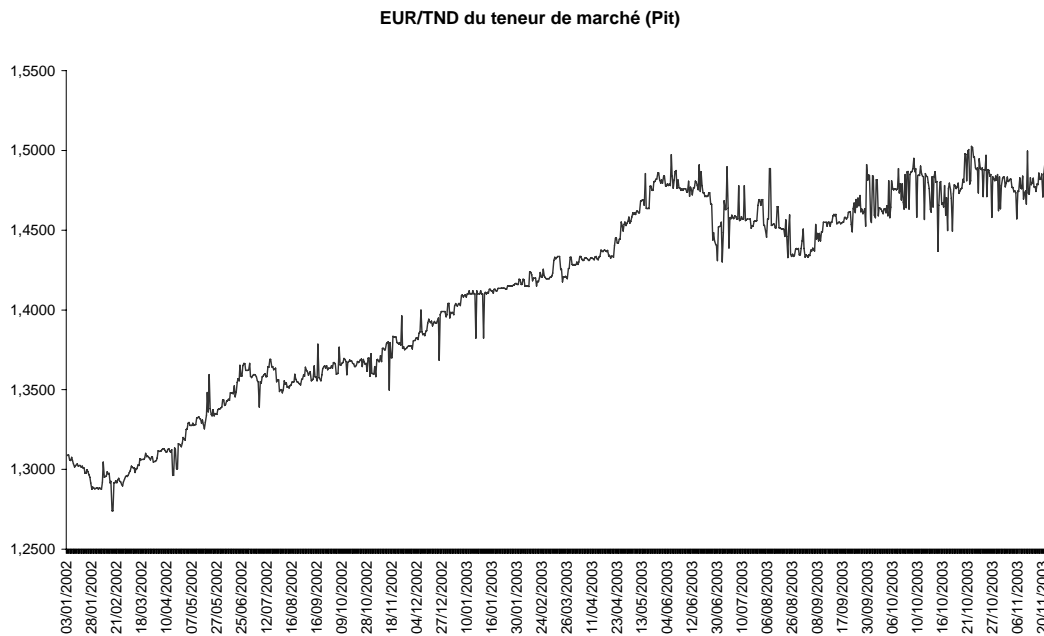
Annexe N°2 : Les graphiques des taux de change

Annexe 2a : les graphiques des taux de change du teneur de marché

Graphique 1: Le taux de change USD/TND

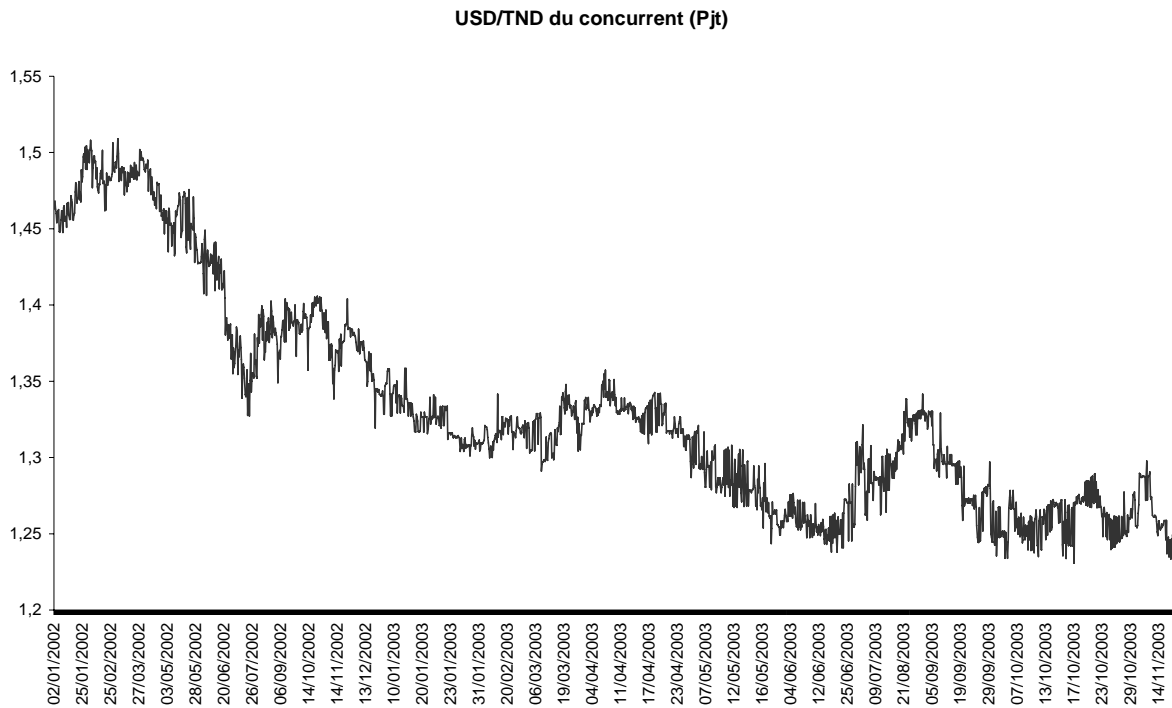


Graphique 2: Le taux de change EUR/TND

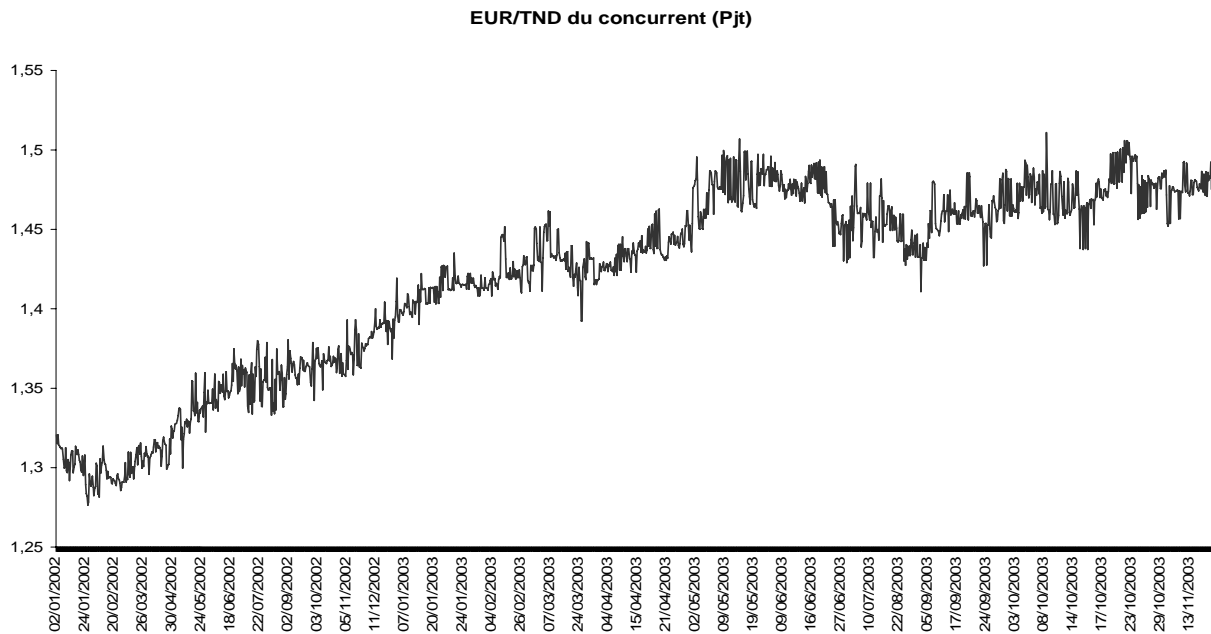


Annexe N°2b: les graphiques des taux de change des concurrents

Graphique 3: Le taux de change USD/TND

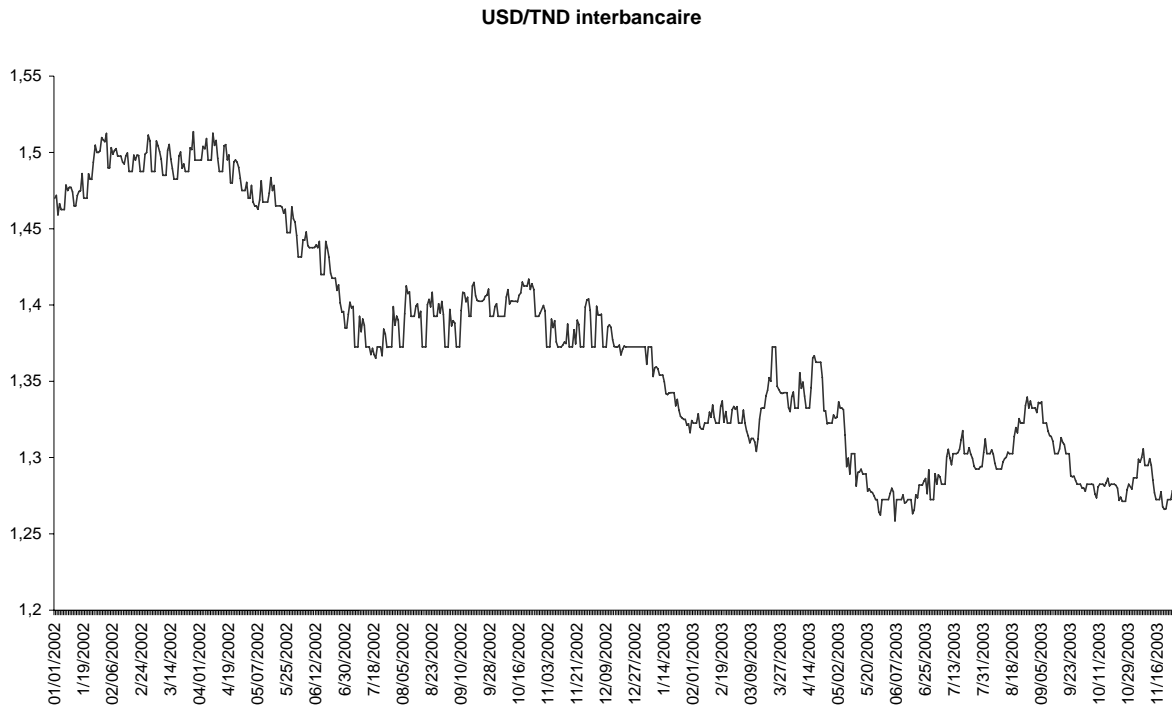


Graphique 4: Le taux de change EUR/TND



Annexe N°2c : les graphiques des taux de change interbancaire

Graphique 5 : Le taux de change USD/TND



Graphique 6 : Le taux de change EUR/TND

