



Centre d'Economie de la Sorbonne

UMR 8174

C
a
h
i
e
r
s
de
la
M
S
E

La crise monétaire turque de 2000/2001
analyse de l'échec du plan de stabilisation
par le change du FMI

Jérôme HERICOURT

Julien REYNAUD

2006.09



Maison des Sciences Économiques, 106-112 boulevard de L'Hôpital, 75647 Paris Cedex 13
<http://mse.univ-paris1.fr/Publicat.htm>

ISSN : 1624-0340

La crise monétaire turque de 2000/2001 : analyse de l'échec du plan de stabilisation par le change du FMI[#]

Jérôme HERICOURT^{*} et Julien REYNAUD⁺

[#] Nous remercions vivement Christian Bordes pour ses conseils avisés sur une précédente version de cet article, ainsi que les participants du séminaire TEAM, du séminaire MAW de la Banque Centrale Européenne, du 10th Spring Meeting of Young Economists et du 54^{ème} congrès de l'AFSE. Nous sommes également hautement redevables à Céline Poilly, qui nous a fourni le programme du test de Trace récursif (E-Views 4.1). Les erreurs et omissions qui pourraient subsister demeurent bien sûr de notre seule responsabilité.

^{*} Auteur correspondant hericour@univ-paris1.fr. TEAM-CNRS (UMR 8059), Université de Paris 1 Panthéon-Sorbonne, Maison des Sciences Economiques 106-112, Bd de l'Hôpital, 75647 Paris Cedex 13.

⁺ TEAM-CNRS (UMR 8059), Université de Paris 1 Panthéon-Sorbonne, Maison des Sciences Economiques 106-112, Bd de l'Hôpital, 75647 Paris Cedex 13. julien.reynaud@malix.univ-paris1.fr

Résumé

Cet article propose un examen empirique de l'échec du Plan de Stabilisation par le Change mis en place sous l'impulsion du FMI en Turquie à partir de janvier 2000. Nous estimons un modèle vectoriel à correction d'erreur dans lequel les chocs de court terme sont modélisés à l'aide d'une parité de taux d'intérêt non couverte. L'emploi de données en fréquence quotidienne, inhabituelle dans ce type d'étude, nous permet de rendre compte de la contrainte liée à la fixité du taux de change, pesant au jour le jour sur l'autorité monétaire. Nos résultats soulignent que l'apparente flexibilité laissée à la banque centrale turque au travers des ajustements de la base monétaire était en réalité largement tributaire des facteurs externes, laissant la banque centrale pieds et poings liés au bon vouloir du marché.

Mots clés : crise de change, politique monétaire, Plan de Stabilisation par le Change, Turquie, VECM

Classification JEL : E42, E52, F31

Abstract

This article empirically investigates the failure of the Exchange Rate-Based Stabilisation Program started in Turkey in January 2000, under the IMF supervision. For that purpose, a Vectorial Error Correction Model integrating an uncovered interest rate parity modeling short term deviations is estimated. We use an unusual daily database to take into account the everyday commitment of monetary authorities for the crawling exchange rate. The results show the inability of the central bank to sustain the program, despite its seeming flexibility. Indeed, the monetary instrument apparently left to the central bank, namely the monetary base, was actually mainly market-determined.

Key words: exchange rate crisis, monetary policy, exchange rate-based stabilization program, Turkey, VECM

JEL Classification: E42, E52, F31

1. Introduction

L'effondrement du système de Bretton-Woods en 1973 a laissé place à une impressionnante hétérogénéité de systèmes de change dans le monde. En effet, alors que certains pays ont fait très rapidement le choix de laisser la valeur de leur devise fluctuer sur le marché des changes, d'autres ont cherché à maintenir une certaine stabilité, proche dans certains cas d'une véritable fixité. Dans les années 1990, la question du choix du régime de change adéquat est devenue prépondérante pour les pays émergents, fréquemment incités par le Fonds Monétaire International (FMI), au travers de ses Plans d'Ajustement Structurels, à adopter des régimes de change fixe plus ou moins rigides. Essentielle du fait de ses conséquences sur la conduite de la politique économique et donc sur le bien-être, cette problématique a fait encore récemment l'objet d'un nombre important d'études autour du *fear of floating*, à la suite des travaux fondateurs de Calvo et Reinhart (2002).

Le débat s'est alors orienté autour des différences entre régimes *de facto* et régimes *de jure* de change fixe, dans un cadre d'analyse où les autorités monétaires conservent implicitement une grande autonomie dans la conduite de leur politique monétaire. Cependant, durant les années 1990, une partie importante des économies émergentes ont déterminé leurs régimes de change sous la contrainte financière du FMI (en vertu du principe de conditionnalité des prêts). Face aux échecs répétés des plans de stabilisation du Fonds, les programmes mis en place plus récemment ont tenté d'intégrer le phénomène de *fear of floating* à travers le contournement de certaines rigidités, comme par exemple la stérilisation pure des entrées de capitaux.

Dès lors, la Turquie s'impose d'elle-même comme objet d'étude. En effet, après avoir surmonté difficilement une première crise financière grave en 1994, le pays, toujours sous tutelle du FMI, s'est vu imposer un plan de stabilisation par le change (PSC) au début de l'année 2000 (FMI, LOI, 1999). Ce dernier devait s'effondrer en février 2001 et provoquer la plus importante crise financière depuis la seconde guerre mondiale. Or, ce PSC avait été présenté comme le premier d'un nouveau genre, car il intégrait des éléments de flexibilité imprégnés du débat autour du *fear of floating*. La conduite de la politique monétaire était assujettie à la règle suivante : le taux de change devait se déprécier à un taux constant durant l'année 2000. Le caractère pré-annoncé de cette dépréciation, la fin planifiée du programme au bout de 18 mois et le mode particulier de stérilisation des entrées de capitaux¹ constituaient les principales particularités du PSC turque. Ces

¹ Elle ne s'effectuait pas en effet de façon directe par les opérations d'*open market*, mais implicitement au travers d'un plafonnement du montant d'actifs domestiques et d'un plancher pour les actifs externes. Il s'agissait de permettre une décroissance rapide des taux d'intérêt, déterminés par les forces de marché, et éviter ainsi un différentiel de taux excessif, propre à porter les entrées de capitaux à un niveau déstabilisant pour l'économie. Cette disposition du plan entendait ainsi tirer les leçons des crises asiatiques de 1997.

dernières devaient permettre d'assurer à la fois la crédibilité propre à rassurer les investisseurs internationaux et la flexibilité permettant aux autorités monétaires turques de mieux gérer la grande rigidité désormais imposée à l'évolution de leur devise.

L'objet de cet article consiste alors à mettre en exergue la contrainte pesant sur la pratique opérationnelle de la politique monétaire dans le cadre d'un programme de stabilisation par le change. Prenant comme point de départ l'objectif des autorités monétaires de stabiliser les fluctuations d'une variable-cible, notre cadre empirique cherche à représenter aussi fidèlement que possible les conditions réelles dans lesquelles se trouve le banquier central devant gérer un système de change fixe à l'image de celui défini par les lettres d'intentions encadrant le PSC. Dans un tel contexte, la banque centrale n'a pas la possibilité de prendre en considération les objectifs de moyen terme habituels que sont la stabilisation de la production ou l'inflation, puisque son premier devoir est de maintenir au jour le jour le taux de change fixe, ou sa dépréciation constante. Afin d'y parvenir, la banque centrale doit agir sur des variables observables au jour le jour. Dans le cas du plan appliqué à la Turquie, ces dernières ont pris la forme d'un encadrement de la base monétaire et des actifs étrangers nets. Dans le cadre général d'un modèle vectoriel à correction d'erreur (*Vectorial Error Correction Model*, VECM), nous proposons d'estimer une formulation destinée à représenter la contrainte forte et quotidienne à laquelle doivent faire face les autorités monétaires dans un tel contexte. Nous analysons donc la stabilité du lien institutionnel entre la base monétaire et les actifs étrangers nets de la Banque Centrale turque durant le PSC sur des données quotidiennes. Dans notre formalisation, cet équilibre est soumis à des chocs de court terme que nous modélisons dans le cadre d'une parité de taux d'intérêt non couverte adaptée au panier de monnaies auquel la livre turque était ancrée.

L'apport de cet article est par conséquent double. Il se singularise tout d'abord par la très courte fréquence retenue pour l'analyse de la situation turque. Nous étudions en effet l'aspect opérationnel de la politique monétaire durant un PSC à l'aide de données quotidiennes, ce qui, à notre connaissance, n'a jamais été entrepris. Ensuite, notre analyse se distingue également par son objet d'étude. En comparaison d'autres pays, la crise turque de 2000/2001 reste en effet singulièrement absente de la recherche empirique dans ces domaines. Les résultats que nous en tirons mettent en avant la fragilité du lien entre base et actifs étrangers. L'apparente flexibilité laissée à la banque centrale turque au travers des ajustements de la base monétaire était en réalité largement tributaire des facteurs externes de marché, mis en évidence ici dans le cadre d'une parité de taux d'intérêt non couverte. Ainsi, la principale externalité négative du PSC est bien d'avoir rendu l'économie sans défense face aux chocs externes, laissant la banque centrale pieds et poings liés au bon vouloir du marché.

Notre démarche est structurée comme suit : la section 2 présente nos motivations et le cadre théorique général dans lequel s'inscrit notre analyse. Par la suite, la section 3 présente notre méthodologie et commente nos résultats. Enfin, la section 4 conclut.

2. Motivations et fondements théoriques

Il est frappant de constater que l'essentiel des recherches académiques portant sur la politique monétaire sont *de facto* centrées sur le cas d'économie en change flexible. De la recherche de la description empirique adéquate (cf. notamment Taylor 1993, 2001) à la quête de la politique monétaire optimale (Woodford, 2003), il est intéressant de remarquer que presque toutes se placent, explicitement ou implicitement, dans la perspective d'une banque centrale ayant toute latitude de se concentrer sur des objectifs internes de moyen/long terme. A partir d'une contribution tout à fait essentielle au plan théorique, Obstfeld et Rogoff (1995a&b) ont orienté leur réflexion dans le sens d'une critique systématique des systèmes de change fixe, dont ils soulignent l'ingérabilité croissante à mesure que la globalisation financière s'accroît. Théoriquement pertinente, cette conclusion se heurte pourtant à la réalité de nombreux pays, souvent émergents ou en développement, pour qui le choix du régime de change est souvent effectué afin d'attirer les faveurs des prêteurs internationaux, qu'ils soient publics ou privés. Dans la plupart des cas, ces pays n'ont donc d'autre choix que d'accepter une forme de fixité du change, la politique monétaire devant s'assurer de son maintien dans un environnement de mouvements de capitaux libres.

Il nous semble donc qu'un fossé certain existe entre les analyses évoquées ci-dessus et les problèmes concrets auxquels doivent faire face les autorités monétaires dans le contexte de change fixe. Certes, l'étude de Clarida et al. (1998) a souligné la contrainte nominale forte à laquelle devaient faire face les membres du SME, marqué par une forte asymétrie en faveur du Deutsche Mark. Dans un tel contexte, le taux de change nominal (ou de façon équivalente, l'orientation de politique monétaire du pays dominant, représentée par les variations de son taux d'intérêt) devient prioritaire sur les habituelles considérations de moyen ou long terme. Dans la continuité directe de ce type d'approche, Corbo (2002) et Mohanty et Klau (2004) notent également que les banques centrales des économies émergentes ont d'autres variables de décision que celles habituellement mises en avant pour les pays évoluant en change flexible. En se basant sur l'expérience de treize économies émergentes, Mohanty et Klau (2004) révèlent la

prépondérance du taux de change dans la fonction de réaction d'autorités monétaires officiellement focalisées sur un objectif de stabilité des prix.

Néanmoins, de tels exercices semblent trouver assez rapidement leurs limites. Il n'est pas très surprenant qu'en régime de change fixe, le taux de change se trouve au coeur des préoccupations de l'autorité monétaire. Aussi, si elles parviennent à capter la contrainte directe imposée par la fixité plus ou moins grande du taux de change, les analyses empiriques traditionnelles ne nous éclairent en rien sur l'impact effectif d'une telle contrainte sur la pratique opérationnelle de la politique monétaire, pas plus que sur ses interactions avec la sphère financière.

L'analyse de Ertugrul, Héricourt et Reynaud (2005) propose cependant un éclairage différent de ce type de contrainte, en estimant un nouveau type de fonction de réaction cherchant à modéliser le comportement à court terme d'autorités monétaires devant gérer un taux de change fixe. Obtenus à partir de nouvelles variables en fréquence hebdomadaire pour la Turquie entre janvier 1997 et août 2002, les résultats de l'étude suggèrent alors l'idée d'une modification brutale du mode opératoire de la politique monétaire durant l'application du plan, se déplaçant des prix (le taux d'intérêt) vers les quantités, au travers des variations des réserves de change, avec à la clé une déstabilisation incontrôlable de tout le système financier et bancaire.

La Turquie s'est alors imposée comme objet d'étude naturel, dans la continuité de cette recherche, mais également parce que, comme nous le signalions en introduction, ce pays est jusqu'à maintenant très négligé par la recherche académique dans ces domaines, alors même qu'il constitue un excellent cas d'école. La situation turque partage certes de nombreux points communs avec l'Argentine du début des années 2000 (cf. Eichengreen, 2001, pour une mise en perspective des deux crises), mais affiche également des singularités certaines, dans le cadre d'un PSC dont nous avons rappelé les principales dispositions en introduction. Proche de la caisse d'émission (*currency board*) dans ses grandes dimensions, le programme turc s'appuyait sur la combinaison d'une dépréciation à taux constant du taux de change² et d'une stérilisation partielle et indirecte des entrées de capitaux. Cette dernière s'effectuait au travers d'un plafonnement du montant d'actifs domestiques et d'un plancher imposé au montant des actifs étrangers. Cet environnement monétaire imposait donc que le taux d'intérêt soit déterminé par les mécanismes de marché³, la base monétaire devenant de fait la variable opérationnelle naturelle. Les actifs étrangers (principalement composés des réserves de change), quant à eux, jouaient le rôle de variable d'ajustement entre le taux de change et les actifs domestiques. C'est pourquoi l'on a alors

² Ce système dit de change à crémaillère (*crawling peg*) liait la monnaie turque à un panier composé de 1 dollar et de 0,7 euro.

³ Le taux d'intérêt interbancaire pratiqué par la banque centrale était donc ajusté quotidiennement afin de l'aligner sur le niveau du taux du marché monétaire au jour le jour.

parlé de *quasi currency board*: la contrainte quantitative forte propres aux régimes de caisses d'émission devait être contrebalancée par les éléments de flexibilité mentionnés précédemment. Ces derniers devaient laisser à la banque centrale la marge de manœuvre suffisante pour mener le programme à son terme, et permettre le retour de la devise turque en change flottant sans crise. Pourtant, le PSC n'a pas survécu à sa première année, son abandon se soldant par une dépréciation de la monnaie turque de près de 60 %.

Quelles peuvent être les raisons de cet échec ? Notre intuition est qu'en l'état, la flexibilité, somme toute relative, introduite dans ce PSC n'a pas été suffisante pour contrebalancer l'influence déstabilisante des forces de marché. Nous proposons de démontrer empiriquement cette faiblesse à la longue fatale du programme, en étudiant les dynamiques de la relation entre les deux variables clés que sont la base monétaire et les actifs étrangers d'un côté, et des variables de contrôle pertinentes de l'autre. Ces dernières sont le taux d'intérêt domestique, un taux d'intérêt étranger de référence, un indicateur d'ancrage des anticipations de marché (i.e. la dépréciation pré-annoncée de la devise), et enfin, l'écart de rendements entre les titres de dette publique nationaux et étrangers (ou *spread* souverain).

Afin de rendre compte précisément des dynamiques jointes des ajustements à court et "long" terme, nous nous appuyons sur un modèle vectoriel à correction d'erreur (*VECM*) ayant pour variables endogènes la base monétaire et les actifs étrangers, et comme variables exogènes les variables de contrôle précédemment citées. Initialement conçue par Johansen (1988) et Johansen et Juselius (1990) afin de mettre en évidence des relations de très long terme (20 ou 30 ans par exemple) entre grandes variables macroéconomiques, la théorie de la cointégration s'est vue depuis également appliquée dans le cadre de problématiques financières utilisant des données journalières sur des périodes de quelques mois ou années. La méthodologie de la cointégration s'est par exemple imposée comme un moyen commode de tester l'hypothèse d'efficience des marchés financiers, notamment du marché des changes (voir notamment Baillie et Bollerslev, 1994, Sephton et Larsen, 1991, Diebold, Gardeazabal, et Yilmaz, 1994 ou Barkoulas et Baum 1997). L'approche développée dans cet article se situe en quelque sorte à mi-chemin de ces deux emplois de la théorie de la cointégration : elle cherche en effet à mettre en évidence comment des chocs de très court terme issus des variables de contrôle ont finalement eu raison au bout d'un peu moins d'un an d'une relation « structurelle »⁴, imposée par une contrainte institutionnelle, entre la base monétaire et les actifs étrangers.

⁴ Dans le contexte étudié ici, le terme semble il est vrai plus approprié que la notion de long terme.

3. Questions méthodologiques et résultats des estimations

3.1. Spécification du modèle et propriétés statistiques

Notre base de données couvre légèrement moins d'une année, plus précisément une période allant du 4 janvier 2000 au 21 novembre 2000, soit au total 215 observations sur jours ouvrables. Concernant les définitions comptables des variables endogènes, nous nous appuyons sur les classifications du bilan analytique de la Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankasi (TCMB, la banque centrale turque). Conformément à ce que nous évoquions précédemment, la lettre d'intention (*Letter of Intention*, LOI) de décembre 1999 sépare les agrégats monétaires entre actifs domestiques et actifs étrangers (*foreign assets*, variable dénommée FA par la suite). Enfin, la base monétaire (dénommée BASE par la suite) est construite en conformité avec la LOI. Concernant les variables de contrôle définies précédemment, notre base de données comprend : le taux d'intérêt du marché monétaire turc (variable ON), la valeur quotidienne du *spread* souverain turc (variable SPD), une moyenne pondérée des taux d'intérêt au jour le jour des marchés monétaires américain et de la zone euro (variable PONDIR) et enfin, la valeur théorique du taux de change par rapport au panier dollar/euro (variable THEXR). En plus du bilan analytique de la TCMB, ces données proviennent, dans l'ordre, de la base du système de paiement de la TCMB, de la Réserve Fédérale américaine, de la Banque Centrale Européenne et des statistiques quotidiennes de taux de change de la TCMB. La variable THEXR a été construite par les auteurs à partir des dispositions relatives au système de crémaillère, détaillées dans la LOI, sous l'hypothèse somme toute logique que le PSC était crédible jusqu'en novembre 2000, date des premiers signes graves d'instabilité. Toutes les variables sont exprimées en logarithmes, à l'exception des variables de taux d'intérêt ON et PONDIR.

Le test de racine unitaire de Dickey-Fuller augmenté (ADF) et le test de stationnarité de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), présentés en annexe, soulignent sans ambiguïté possible que toutes les variables sont intégrées d'ordre 1, à l'exception de ON.

Afin de mettre précisément en lumière les dynamiques jointes des ajustements à court et long terme, nous estimons le modèle vectoriel à correction d'erreur suivant :

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

où Δ est l'opérateur de différence première, y_t est un vecteur de deux variables I(1), x_t le vecteur de quatre variables exogènes, ε_t un vecteur de chocs exogènes normalement distribués,

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I \text{ et } \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j.$$

Le théorème de représentation de Granger démontre que si la matrice des coefficients Π a un rang réduit $\tau < k$, alors il existe $\tau * k$ matrices α et β chacune pourvue d'un rang τ tel que $\Pi = \alpha\beta'$ et $\beta'y_t$ est un processus stationnaire. τ est le nombre de relations de cointégration (ou le rang) et chaque colonne de β est un vecteur cointégrant. Comme cela est détaillé ci-dessous, les éléments de α représentent les paramètres d'ajustement du VECM. La méthode de Johansen (1991, 1996) consiste à estimer la matrice Π à partir d'un modèle Vectoriel Autorégressif (VAR) non-restreint, et à tester si les restrictions issues du rang réduit de sont acceptables ou non. Dans notre cas, nous avons :

$$y_t = \begin{pmatrix} BASE_t \\ FA_t \end{pmatrix}$$

$$\text{et } x_t = \begin{pmatrix} d(THEXR_t) \\ d(SPD_t) \\ ON_t \\ d(PONDIR_t) \end{pmatrix}.$$

Où $d()$ représente l'opérateur de différence première. Afin d'être cohérent, le modèle doit en effet inclure des variables exogènes uniquement stationnaires. Alors qu'ON est I(0) en niveau, THEXR, SPD, et PONDIR affichent toutes les trois des racines unitaires. Aussi, le vecteur x_t du VECM s'appuie sur les différences premières de ces variables, qui sont I(0) - cf. résultats disponibles sur demande. En outre, l'estimation du VECM repose sur l'hypothèse d'une relation de cointégration entre les variables endogènes (en termes statistiques, cela signifie simplement que la matrice Π dans l'équation 1 existe). Afin de tester la cointégration des variables BASE et FA, nous employons les deux tests standards proposés par Johansen, celui de la trace et celui de la valeur propre maximale. Les résultats, présentés dans le tableau 1 ci-dessous, soulignent la présence d'une relation de cointégration au seuil de 1%.

Tableau 1. Tests de cointégration : trace et valeur propre

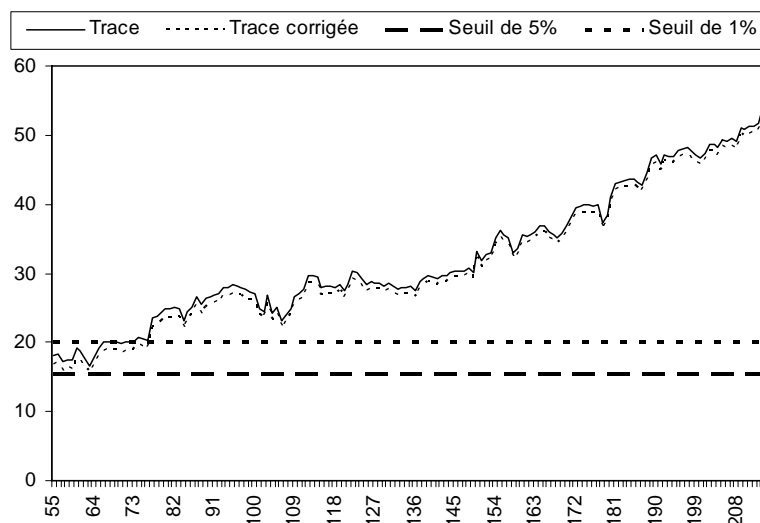
H0 : nombre de RC	Valeur Propre	Statistique de Trace	Valeur au Seuil de 5 %	Valeur au Seuil de 1 %
Aucune **	0,20	51,65	15,41	20,04
Au plus 1 *	0,03	5,57	3,76	6,65

H0 : nombre de RC	Valeur Propre	Statistique De Trace	Valeur au Seuil de 5 %	Valeur au Seuil de 1 %
Aucune **	0,20	46,07	14,07	18,63
Au plus 1 *	0,03	5,58	3,76	6,65

RC = relation de cointégration. *** et ** indiquent le rejet de l'hypothèse de cointégration, respectivement au seuil de 1 et 5%.

Cela étant, la robustesse de ces tests sur les échantillons de taille réduite est pour le moins discutable. Les travaux de Sephton et Larsen (1991) ont en effet souligné la fragilité des résultats bâtis sur les tests de cointégration, ces derniers souffrant en effet d'instabilité temporelle. Comme le rappellent Barkoulas et Baum (1997), le test souffre en outre d'un biais de petit échantillon, qui conduit à un rejet excessif de l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. Afin d'évaluer la robustesse des relations de cointégration précédemment mises en évidence, nous procédons à un test de Trace récursif intégrant la correction du biais de petit échantillon proposée par Reinsel et Ahn (1992) et Reimers (1992). Le graphique 1 ci-dessous présente les résultats de ce test récursif : la statistique de Trace, presque intégralement au dessus du seuil de 1%, présente un profil ascendant marqué, qui confirme l'existence de la relation de cointégration.

Graphique 1. Test de trace récursif



Enfin, les tableaux A.1 à A.4 en annexe présentent les résultats des tests conventionnels d'autocorrélation, d'hétéroscédasticité et de normalité, nécessaires à l'intégrité statistique de nos estimations. Les tableaux A.2.1 et A.2.2 confirment l'absence d'autocorrélation, tandis que le tableau A.3 souligne l'homoscédasticité de notre estimation. Le tableau A.4, enfin, démontre que l'hypothèse de normalité ne peut pas être rejetée. Ce dernier résultat a demandé une investigation supplémentaire sur les données afin de gommer les effets de points aberrants entraînant une non-normalité des résidus. Aussi, des variables muettes ont été introduites pour les jours suivants de notre échantillon : 24 (9 février 2000), 34 (24 février 2000), 45 (10 mars 2000), 69 (20 avril 2000), 71 (25 avril 2000), 135 (27 juillet 2000) et finalement 178 (28 septembre 2000)⁵.

3.2. Résultats de l'analyse quantitative

Le tableau 2 présente les résultats de l'estimation de notre VECM⁶. Cette dernière s'effectue à l'aide de la procédure de Johansen, qui se décompose en deux étapes. La première estime la relation de cointégration dont l'existence a été confirmée par les tests précédents. La seconde construit les termes de correction d'erreur, puis estime un modèle VAR en différences premières en incluant ces termes comme variables explicatives.

Un test du ratio de vraisemblance sur l'ensemble des paramètres confirme leur forte significativité au seuil de 1%. Enfin, le choix du nombre de retards a été effectué en fonction de trois tests : le test du ratio de vraisemblance séquentiel modifié, l'erreur de prédiction finale et le critère d'information d'Akaike. Tous trois convergent unanimement vers un nombre de trois retards.

⁵ Notre ligne de conduite dans la sélection de ces variables a consisté à rechercher la normalité de nos résidus en minimisant leur nombre.

⁶ Par souci de clarté, tous les paramètres ne sont pas reportés dans le tableau. Nous avons préféré en particulier ne pas reproduire les estimations pour les termes retardés et des variables muettes, qui sont d'un intérêt économique plus limité.

Tableau 2. Résultats de l'estimation du VECM

Equation de cointegration						
	BASE (-1)	Constante	FA (-1)			
	1,000	8,618	-1,438			
			[-12,830]			

Correction d'erreur						
	Force de rappel	Constante	PONDIR	ON	THEXR	SPD
D(BASE)	-0,581	0,195	-3,642	0,055	5,119	-0,164
	[-6,411]	[2,457]	[-3,220]	[4,967]	[0,324]	[-2,136]
D(FA)	-0,054	0,010	-0,274	0,013	2,211	-0,021
	[-2,311]	[0,501]	[-0,949]	[4,453]	[0,547]	[-1,057]

(t de Student entre crochets)

Concernant la première étape, l'équation de cointégration met en avant un lien très fort entre la base monétaire et les actifs étrangers, traduction statistique des contraintes imposées par la LOI. Cette relation reflète la stérilisation partielle des entrées de devises, comme le souligne le coefficient estimé pour la variable FA, supérieur à 1. Cette stérilisation incomplète (de l'ordre de 44%) devait permettre un accroissement maîtrisé du stock de monnaie en circulation dans l'économie, aboutissant à une décreue des taux d'intérêt conjointement à la dépréciation à vitesse constante du taux de change.

L'estimation du VAR en différences premières met en avant plusieurs résultats importants. Tout d'abord, les termes de correction d'erreur soulignent le déséquilibre net entre BASE et FA, avec -0,58 pour la première et -0,05 pour la seconde. En d'autres termes, alors que BASE converge vers la relation de long terme après un peu moins de deux jours, FA a besoin de plus de dix-huit jours d'ajustements de court terme pour en faire autant. Ces différentes vitesses d'ajustement montrent bien la contrainte qui pesait sur la banque centrale turque du fait des actifs étrangers difficilement contrôlables.⁷

Ces différences s'expliquent par des influences dissemblables des variables exogènes lors des ajustements de court terme. La théorie de la parité non couverte des taux d'intérêt nous rappelle que le différentiel entre le taux d'intérêt domestique et le taux d'intérêt étranger correspond à la somme du taux de dépréciation anticipé du taux de change et de la prime de risque. A cet égard,

⁷ Nous avons pratiqué un test de causalité à la Granger pour vérifier le sens de la causalité. Ce test, disponible auprès de auteurs, montre bien que se sont les actifs étrangers qui causent la base, et non l'inverse.

l'absence d'impact véritablement significatif de THEXR⁸ tant sur la différence première de FA que sur celle de BASE constitue une caractéristique intéressante et à première vue un peu surprenante de nos estimations. Cependant, cette non significativité du taux de dépréciation anticipé traduit la crédibilité du PSC. En effet, dans un contexte où le taux de change se déprécie à un taux pré-annoncé, ce dernier n'apparaît pas comme une variable d'information pertinente. Les agents peuvent en effet à tout moment déterminer le taux de change dans n jours ou mois au moyen d'un calcul simple. Inversement, les anticipations concernant la dépréciation future effective, et par conséquent quant à la crédibilité et la viabilité du plan, deviennent décisives. Or, la théorie de la parité des taux d'intérêt permet de relier les anticipations à l'écart entre taux d'intérêt national et étranger. Il est donc tout à fait naturel que les variables exogènes déterminantes dans notre VECM soient les taux d'intérêt directs de court terme, c'est-à-dire le panier de taux d'intérêt de référence (PONDIR), le taux au jour le jour turc (ON), et le *spread* sur la dette souveraine. Ce sont les variables représentatives de l'état d'esprit des intervenants sur les marchés financiers, et par conséquent, les principaux déterminants de court terme des évolutions de l'offre de monnaie (BASE). De fait, la significativité du taux d'intérêt turc à la fois sur la correction d'erreur relative à la base et aux actifs étrangers traduit bien le dilemme auquel doit faire face une banque centrale qui voit ses actifs étrangers gonfler du fait de l'accumulation des réserves de change entraînées par une parité fixe. En effet, la stérilisation des entrées de capitaux peut entraîner des pressions à la hausse du taux d'intérêt, ces dernières pouvant à leur tour stimuler les entrées de capitaux et de fait aboutir au résultat inverse de celui souhaité par la banque centrale.

A l'inverse, les actifs étrangers (FA) ne sont reliés de façon significative à court terme qu'au taux au jour le jour (ON), ce qui vient renforcer l'explication en termes de parité de taux d'intérêt. En effet, les taux d'intérêt turcs, et par conséquent les *spreads*, étant totalement déterminés par le marché, la TCMB n'avait aucun moyen d'action sur les actifs étrangers. Nous sommes alors amenés à une conclusion essentielle : la TCMB n'avait plus aucun instrument autonome pour contrôler les évolutions monétaires, puisque d'un côté le taux d'intérêt était directement déterminé par des facteurs externes et que de l'autre, la base monétaire était fortement déterminée par ces mêmes facteurs. D'un point de vue plus purement statistique, ce fait était déjà remarquable dans le terme de correction d'erreur plus élevé pour BASE. Ces résultats viennent alors éclairer d'un jour nouveau la crise financière intervenue entre la fin de l'année 2000 et le début de l'année 2001, en révélant les caractéristiques problématiques de ce nouveau type de PSC.

⁸ Une analyse de robustesse a été menée sur les variables de changes utilisées en substituant l'évolution du panier de taux de change effectif au panier théorique THEXR. Les résultats n'en sont pas affectés, tant quantitativement que qualitativement.

En contraignant l'autorité monétaire à choisir un instrument quantitatif, le plan de stabilisation élaboré par le FMI a lié les évolutions monétaires turques aux seules anticipations de marché. Lorsque ces dernières se sont brutalement retournées, aucune action ne pouvait être menée pour endiguer la crise, ni changer le taux de dépréciation pré-annoncé, trop faible pour empêcher l'appréciation réelle du taux de change, ni reprendre le contrôle du taux d'intérêt afin d'envoyer des signaux au marché sans mettre fin de fait au plan. On comprend alors que la principale externalité négative du PSC a consisté à accroître considérablement la vulnérabilité de l'économie aux chocs externes, sans laisser à la banque centrale la moindre possibilité de réaction.

4. Conclusion

Le plan de stabilisation par le change mis en place en Turquie durant l'année 2000 par le FMI avait été présenté comme le premier d'un nouveau genre. Celui-ci avait pour but de ne pas reproduire les erreurs des programmes précédents, en introduisant une dose de flexibilité dans la gestion d'un régime de change fixe. Cet article a donc cherché à mettre en exergue le degré exact de contrainte pesant sur la pratique opérationnelle de la politique monétaire dans le cadre de ce PSC. Nous nous sommes donc attachés à modéliser l'ancrage du taux de change par l'encadrement de la base monétaire et des actifs étrangers au moyen d'un VECM dans lequel les chocs de court terme sont déterminés par une parité non couverte de taux d'intérêt.

La modélisation que nous avons retenue a voulu traduire la contrainte institutionnelle imposée par la LOI, qui liait très fortement la base monétaire aux actifs étrangers, reflétant ainsi la stérilisation partielle des entrées de devises. Dans le cadre d'une parité non couverte de taux d'intérêt, nos résultats traduisent bien l'effacement de la dépréciation anticipée du taux de change, celle-ci étant en effet pré-définie dans la lettre d'intention. Enfin, la correction d'erreur relative à la base démontre la forte subordination de cette dernière aux variables externes que sont le taux d'intérêt étranger et la prime de risque.

De fait, le PSC a institutionnellement imposé une relation structurelle entre la base monétaire et les actifs étrangers qui devait permettre une dépréciation maîtrisée du taux de change. Or, nous constatons que la banque centrale turque n'avait aucune marge de manœuvre pour maintenir cette relation face aux chocs de court terme. Nous sommes alors amenés à la conclusion que l'apparente flexibilité laissée à la TCMB au travers des ajustements de la base monétaire était en réalité largement tributaire des facteurs externes. Ainsi, la principale externalité négative du PSC est bien d'avoir rendu l'économie sans défense face aux chocs externes, laissant la banque centrale pieds et poings liés au bon vouloir du marché.

Bibliographie

BAILLIE R., BOLLERSLEV T.[1994], “Cointegration, Fractional Cointegration and Exchange Rate Dynamics”, *Journal of Finance*, 49, p. 737-745.

BARKOULAS J., BAUM. C.[1997], “A Re-examination of the Fragility of Evidence from Cointegration-Based Tests on Foreign Exchange Market Efficiency”, *Applied Financial Economics*, 7(6), p. 635-43.

CALVO G., REINHART C.[2002], “Fear Of Floating”, *The Quarterly Journal of Economics*, 117(2), p. 379-408.

CLARIDA R., GALI J., GERTLER. M.[1998], “Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence”, *European Economic Review*, 42(6), p. 1033-1067.

CORBO V.[2002], “Monetary policy in Latin America in the 1990s”, dans LOAYZA N., SCHMIDT-HEBBEL K.(eds), *Monetary Policy: Rules and Transmission Mechanisms*, Central Bank of Chile, p. 117-165.

DIEBOLD F., GARDEAZABAL J., YILMAZ. K.[1994], “On Cointegration and Exchange Rate Dynamics”, *Journal of Finance*, 49, p. 727-735.

EICHENGREEN B.[2001], “Crisis Prevention and Management: Any new Lessons from Argentina and Turkey?”, Background paper for the World Bank’s *Global Development Finance 2002*.

ERTUGRUL A., HERICOURT J., REYNAUD. J.[2005], “Fonction de réaction et politique monétaire en changes fixes : une nouvelle formulation appliquée à la Turquie”, *Economie Internationale*, 103, pp. 97-119.

FONDS MONETAIRE INTERNATIONAL, Letter of Intend, 9/12/1999. Téléchargeable sur le site Internet du FMI: <http://www.imf.org/external/np/loi/1999/120999.htm>

JOHANSEN S.[1988], “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, p. 231-254.

JOHANSEN S.[1991], “Determination of Cointegration Rank in the Presence of a Linear Trend”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(3), p. 383-97.

JOHANSEN S.[1996], *Likelihood Based Inference on Cointegration in the Vector Autoregressive Model*, 1^{ère} éd, Oxford, Oxford University Press.

JOHANSEN S, JUSELIUS. K.[1990], “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Application to the Demand for Money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, p. 169-210.

MOHANTY M., KLAU. M.[2004], “Monetary Policy Rules in Emerging Market Economies”, Bank of International Settlements, Working Paper No. 169.

OBSTFELD M., ROGOFF K.[1995a], “Exchange Rate Dynamics Redux”, *Journal of Political Economy*, 103(3), p. 624-660.

OBSTFELD M., ROGOFF K.[1995b], “The Mirage of Fixed Exchange Rates”, *Journal of Economic Perspectives*, p. 9(4), 73-96.

REIMERS H.[1992], “Comparisons of Tests for Multivariate Cointegration”, *Statistical Papers* 33, p. 335-359.

REINSEL G., AHN. S.[1992], “Vector Autoregressive Models with Unit Roots and Reduced Rank Structure: Estimation, Likelihood Ratio Test, and Forecasting”, *Journal of Time Series analysis*, 13, p. 353-375.

SEPHTON P., LARSEN. H. [1991], “Tests of Exchange Market Efficiency: Fragile Evidence from Cointegration Tests”, *Journal of International Money and Finance*, 10, p. 561-570.

TAYLOR J.[1993], “Discretion versus Policy Rules in Practice”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, p. 195-214.

TAYLOR J.[2001], “The Role of the Exchange Rate in Monetary-Policy Rules”, *American Economic Review*, 91(2), p. 263-267.

WOODFORD M.[2003], *Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy*, 1^{ère} éd, Princeton, Princeton University Press.

Annexe

Tableau A.1 Degré d'intégration des séries

	ADF		KPSS	
	Niveau	Diff. 1ère	Niveau	Diff. 1ère
BASE	I(1) t c	I(0)***	I(1) t c	I(0) c
FA	I(1) t c	I(0)*** t c	I(1) t c	I(0) c
SPD	I(1)	I(0)***	I(1) t c	I(0) c
THEXR	I(1) t c	I(0)* t c	I(1) t c	I(0) t c
PONDIR	I(1)	I(0)***	I(1) t c	I(0) c
ON	I(0)*	I(0)***	I(0) t c	I(0) c

, ** et * indiquent le niveau de significativité, respectivement aux seuils de 1%, 5% et 10%. Le test ADF est mené en utilisant le critère d'information modifié d'Akaike pour la sélection du nombre de retards. Pour le test KPSS, l'estimateur du spectre des résidus de fréquence zéro provient de la méthode de Kernel du spectre quadratique. Enfin, t et c signalent l'inclusion d'une tendance et/ou d'une constante significative(s) dans la régression.*

Tableau A.2. Tests d'autocorrélation

Tableau A.2.1 Test d'autocorrélation du Multiplicateur de Lagrange (ML)

Retards	Stat.-ML	Prob.
1	3,154	0,532
2	1,845	0,764
3	1,938	0,747
4	2,795	0,593
5	2,966	0,564
6	3,274	0,513
7	1,689	0,793

Tableau A.2.2 Test d'autocorrélation de Portmanteau

Retards	Q-Stat	Prob.	Q-Stat ajustées	Prob.	ddl
4	8,448	0,077	8,552	0,073	4
5	10,129	0,256	10,274	0,246	8
6	12,062	0,441	12,264	0,425	12
7	14,812	0,538	15,109	0,517	16
8	17,576	0,615	17,981	0,589	20
9	20,416	0,673	20,948	0,642	24

Notes : ddl représente le nombre de degrés de liberté pour la distribution du χ^2 .

Tableau A.3. Tests d'hétéroscédasticité

	χ^2	ddl	Prob
Sans termes croisés	91,18	87	0,332
Avec termes croisés	274,218	252	0,161

Notes : ddl représente le nombre de degrés de liberté pour la distribution du χ^2 .

Tableau A.4. Tests de normalité

Variable	Jarque-Bera	ddl	Prob.
BASE	2,539	2	0,281
FA	3,396	2	0,183
jointe	5,936	4	0.204