

PEUT-ON PARLER DE DÉFICITS JUMEAUX POUR LA TURQUIE ? UNE ÉTUDE EMPIRIQUE SUR LA PÉRIODE 1988-2000

Thomas Jobert & İrem Zeyneloğlu¹

Date de réception de l'article: 8 décembre 2005
Date d'acceptation pour publication: 20 mars 2006

RÉSUMÉ. La Turquie connaît depuis plus de vingt ans à la fois un déficit budgétaire et un déficit commerciale. À l'aide des outils de la méthodologie VAR (cointégration, tests de causalité au sens de Granger et de causalité instantanée), nous montrons que ce double déficit ne peut être qualifié de déficits jumeaux. La persistance du déficit budgétaire, malgré un excédent de la balance primaire, s'explique par le niveau des taux d'intérêt réels et le poids de la charge de la dette qui en résulte. Le déficit commercial trouve son origine dans la structure productive: la Turquie importe des biens intermédiaires pour réexporter des produits finis².

Classification *JEL*: F41 ; E00 ; C32.

Mots-clefs: Déficit jumeaux; déficit budgétaire; causalité.

ABSTRACT. For the last two decades Turkey has had both current account and budget deficits. By using the tools of VAR method, such as cointegration, Granger causality tests and instantaneous causality tests, we show that the existence of these two deficits in Turkey cannot be defined as "twin deficits". The persistence of budget deficits, in spite of primary surpluses, is due to the high level of real interest rates and to the burden of debts caused by high real interest rates. The current account deficit is due to Turkey's production structure. Specifically, Turkey imports intermediate goods in order to export them later as finished goods.

JEL Classification: F41 ; E00 ; C32.

Keywords: Twin Deficits; Budget deficit; Causality.

1. Auteur correspondant: Thomas JOBERT, Professeur à l'Université de Rennes II et à l'Université Galatasaray (tjobert@gsu.edu.tr);

İrem ZEYNELOĞLU, Chargée de recherches à l'Université Galatasaray.

2. Ce travail a bénéficié d'un financement accordé par le réseau Femise (projet FEM3-03-22-26).

La relation entre l'accroissement du déficit budgétaire et celui du déficit extérieur est connue sous le nom de "déficits jumeaux". On parle de déficits jumeaux quand une hausse du déficit budgétaire induit une augmentation du déficit extérieur. L'étude des déficits jumeaux a fait l'objet de nombreux travaux théoriques et empiriques et a connu un regain d'intérêt dans les années quatre-vingt suite à la hausse simultanée de ces deux déficits aux États-Unis.

Il existe plusieurs explications théoriques des liens entre les deux déficits. Une première approche se situe dans la lignée des travaux de Mundell (1962) et Fleming (1963) : une augmentation du déficit public va induire une pression à la hausse des taux d'intérêt qui vont attirer les capitaux étrangers. Suite à cette entrée des capitaux, le taux de change s'apprécie, ce qui dégrade les comptes extérieurs (voir par exemple Kawai, 1985 ou Marston, 1985). Une autre approche postule que le lien entre les deux déficits trouve sa source dans la théorie de l'absorption keynésienne : l'accroissement du déficit public permet une hausse de la demande intérieure qui est en partie satisfaite par des importations de biens et services. Ces importations vont dégrader la balance extérieure.

Le débat sur les déficits jumeaux est important pour les prescriptions de politiques économiques et plus particulièrement pour le mode de financement du budget de l'État. Si l'on accepte l'hypothèse de déficits jumeaux, pour réduire les déséquilibres extérieurs il convient de financer les dépenses publiques par imposition afin de limiter, soit la hausse des taux d'intérêt et donc les entrées de capitaux, soit la demande intérieure et par conséquent les importations. Dans le cas de l'hypothèse d'équivalence Barro-Ricardo (Barro, 1989), le financement du déficit par emprunt ou par imposition n'a aucune incidence économique, par conséquent, l'accroissement du déficit public ne peut avoir d'effet sur le déficit extérieur. Rappelons cependant que l'hypothèse d'équivalence Barro-Ricardo nécessite des conditions très strictes : marchés financiers parfaits, altruisme intergénérationnel, neutralité fiscale, etc.

L'étude empirique des déficits jumeaux a été effectuée à l'aide de divers outils statistiques, des plus simples comme l'estimation d'une seule équation par les Moindres Carrés Ordinaires, en passant par des modèles structurels à équations simultanées estimés par les Doubles Moindres Carrés, sans oublier les approches "a théoriques" utilisant les modèles Vectoriels AutoRégressifs et dernièrement les modèles Vectoriels à Correction d'Erreurs. Les études datant des années quatre-vingt utilisent soit les Moindres Carrés Ordinaires, Eisner (1986), soit les Doubles Moindres Carrés, Summer (1986). Plus récemment, Darrat (1988) estime un modèle VAR et teste l'hypothèse des déficits jumeaux à l'aide de la causalité au sens de Granger. Cette approche "a théorique" est reprise par Khalid et Guan (1999) en y incorporant les techniques de la cointégration.

Les résultats empiriques de ces études sont sensibles à la fois à la technique d'estimation utilisée, aux pays étudiés et à la période retenue pour l'analyse. La littérature empirique sur ce sujet est extrêmement abondante, et ne parvient pas à une conclusion claire.

L'étude empirique des déficits jumeaux que nous menons pour la Turquie doit prendre en compte plusieurs contraintes. D'abord, dans le choix de la période d'estimation : il faut une période homogène, dans laquelle l'économie ne subit pas de grands changements structurels. Nous reviendrons sur ce point dans la suite de notre travail. Ensuite, il convient de s'interroger sur la justification théorique des liens entre les deux déficits. Il est difficile de faire référence au modèle théorique de Mundell-Fleming qui est un modèle à prix fixe quand on sait que la Turquie a connu une inflation chronique jusqu'à 2004. Un modèle théorique d'offre globale, demande globale dans le cadre d'une petite économie ouverte, en régime de changes fixes, avec des capitaux mobiles, des prix et des salaires flexibles, et une indexation partielle des salaires conclut³ à l'efficacité de la politique budgétaire financée par emprunt et montre que cette politique économique dégrade le déficit courant. Cette configuration correspond à la situation en Turquie sur la période 1988-2000. Avant 1988, la libéralisation financière n'est pas achevée, les capitaux sont donc très peu mobiles. Après 2000, le régime de changes administrés est abandonné au profit d'un régime de changes flexible.

Un autre problème est le choix de la technique économétrique retenue pour tester l'hypothèse des déficits jumeaux. Nous travaillons à partir d'un modèle Vectoriel à Correction d'Erreurs considéré comme une forme réduite non contrainte d'un modèle structurel non spécifié. Ce choix permet de prendre en compte à la fois la présence de racines unitaires dans les variables et l'existence d'éventuelles relations de cointégration. De plus, les tests de causalité instantanée et de causalité au sens de Granger mettent en lumière les liens empiriques entre les variables. Ces tests sont complétés par la méthodologie VAR développée par Toda et Yamamoto (1995). Enfin, il reste à déterminer le choix des variables à retenir pour l'étude empirique. Ne sélectionner que deux variables, le déficit budgétaire et le déficit courant, risque de faire apparaître des liens sans qu'il soit possible de conclure si le financement du déficit budgétaire par emprunt est bien responsable de la dégradation de la balance extérieure. À l'inverse, retenir trop de variables pose un problème de degrés de liberté. Étant donné le nombre d'observations disponibles, nous ne pouvons prendre que quatre variables dans le modèle.

L'objectif de ce travail est de tester si l'hypothèse des déficits jumeaux est vérifiée en Turquie. Nous analysons l'évolution des deux déficits pour, à la fois, mettre en évidence les spécificités de ce pays et sélectionner les agrégats macroéconomiques retenus pour l'analyse empirique. L'article présente ensuite les tests faits sur l'hypothèse des déficits jumeaux et s'attache enfin à mettre en évidence les causes des déficits extérieurs en Turquie.

■ LES AGRÉGATS MACROÉCONOMIQUES RETENUS

Durant ces vingt-cinq dernières années, la Turquie a presque toujours connu à la fois un déficit budgétaire total et un déficit de la balance courante. On pourrait en conclure prématurément

3. Voir notamment Langot (2000).

que ce pays a un problème de déficits jumeaux. L'analyse de la structure et de l'évolution des deux déficits va montrer que la situation est plus complexe qu'il n'y paraît. Elle va aussi permettre de justifier le choix des variables additionnelles retenues pour l'analyse empirique.

Le déficit budgétaire

En 1980, la Turquie abandonne son schéma de développement autocentré s'appuyant sur une structure économique fortement planifiée pour adopter une politique de "promotion des exportations" dans une économie de marché. Cette nouvelle stratégie s'appuie sur une libéralisation de l'économie et sur des subventions aux exportations, subventions qui sont rendues possibles grâce à une baisse importante des salaires réels dans le secteur public et à une réduction des aides au secteur agricole. En 1987⁴, pour des raisons électorales, cette politique salariale restrictive n'est plus respectée. Les salaires nominaux du secteur public augmentent de 188 % entre 1988 et 1989. De plus, le marché financier est libéralisé avant que la position budgétaire ne se soit améliorée, ce qui accroît le coût du financement du déficit public à cause de la prime de risque. Le besoin de financement de l'État connaît alors une hausse continue entre 1988 et 1993, malgré le programme de désinflation mis en place en 1988.

Le GRAPHIQUE 1 montre une dégradation progressive de la balance primaire⁵ jusqu'en 1994. Durant la période 1990-1993, la hausse des dépenses publiques est financée par création monétaire et par emprunt. À la fin de cette période, l'excédent primaire prend des valeurs négatives et ne permet plus de financer les paiements d'intérêt.

En 1994, la détérioration des finances publiques mène à une crise. L'inflation s'envole à 118 % et le taux d'intérêt réel passe la barre des 30 %. Dans les années qui suivent, les paiements d'intérêts ponctionnent la majorité du budget de l'État.

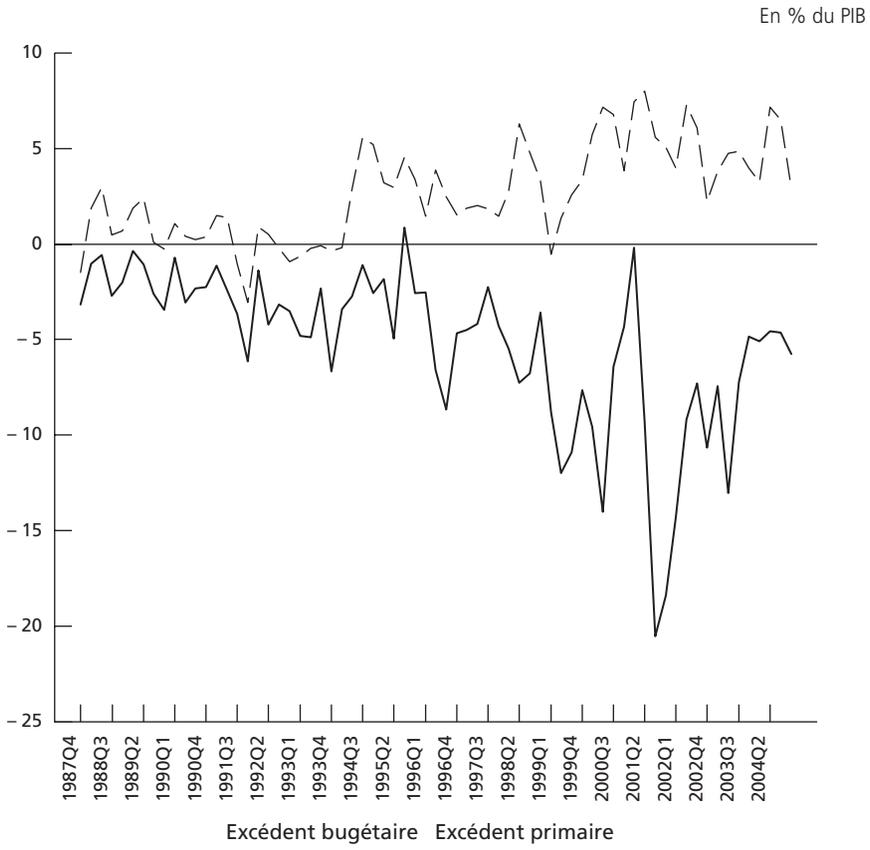
L'examen de l'évolution des deux variables montre qu'après la crise de 1994, l'excédent primaire est positif et qu'à partir de 1996, la disparité entre la balance budgétaire totale et la balance primaire augmente. Autrement dit, le déficit budgétaire se creuse malgré l'excédent primaire. On voit ainsi l'importance des paiements d'intérêts dans le budget de l'État. La part des paiements d'intérêts rapportée au PNB passe de 3,2 % en 1987 à 22,9 % en 2001. Cette part en pourcentage des dépenses totales varie de 17,8 % en 1987 à 51,5 % en 2001. La part des dépenses en personnel dans les dépenses totales diminue de 26 % en 1987 à 19,1 % en 2001. La part des transferts aux entreprises publiques baisse aussi.

L'analyse de l'évolution des deux balances budgétaires montre clairement que sur la période 1987-2004 l'excédent primaire a presque toujours été positif alors qu'il y a toujours eu un déficit budgétaire total qui n'a cessé de se creuser jusqu'en 2002. La hausse des dépenses publiques ne vient pas de politiques budgétaires expansionnistes, mais de l'accroissement des paiements d'intérêt.

4. En juin 1987, un référendum approuve, contre l'avis du gouvernement et de l'armée, la restitution des droits civiques aux anciens responsables politiques, supprimés lors du coup d'État de septembre 1980. Des élections législatives anticipées ont lieu en novembre 1987, obligeant le parti au pouvoir (ANAP, centre droit) à adopter une politique populiste.

5. La balance primaire est la différence entre les dépenses gouvernementales hors charges de la dette et les recettes.

Graphique 1 - Balance budgétaire et balance primaire



Source : Banque centrale de Turquie.

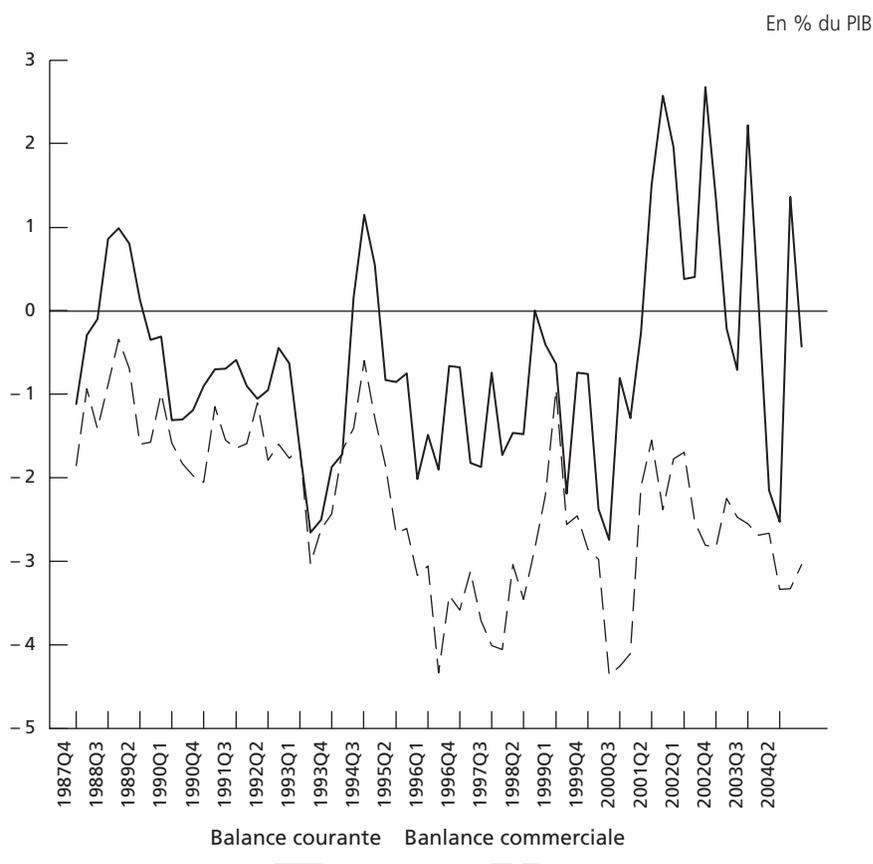
Le déficit extérieur

L'observation de l'évolution de la balance courante et de la balance commerciale, montre des disparités sur certaines périodes entre les deux variables (GRAPHIQUE 2). Pour comprendre ces disparités, il convient de définir les deux balances et d'étudier les différents comptes qui les composent.

La balance courante est la somme de la balance commerciale (exportations de biens moins importations) de la balance des services (tourisme, paiements d'intérêt, assurance, transport, etc.), de la balance des investissements (les revenus du travail et du capital) et des transferts unilatéraux (par exemple les transferts effectués par les travailleurs émigrés). L'examen de la structure de la balance des paiements depuis 1987 montre que la balance commerciale et la balance des investissements sont déficitaires alors que la balance des services et le compte de transferts unilatéraux sont excédentaires. Par conséquent, le déficit de la

balance commerciale sera, en général, plus important que le déficit de la balance courante puisque la valeur absolue du solde de la balance des investissements est toujours inférieure à celle de la balance des services. En outre, la balance des investissements reste plus ou moins stable jusqu'en 2000 (sauf lors de la crise de 1994) alors que la balance des services a une évolution volatile entre 1996 et 1999.

Graphique 2 - Balance courante et balance commerciale



Source : Banque centrale de Turquie.

Ainsi, la disparité observée dans le GRAPHIQUE 2 entre les balances commerciale et courante pendant la période 1996-1999 vient de la croissance des revenus des services, notamment ceux du tourisme. Pendant la période 1996-1998, la part du revenu du tourisme dans les exportations a été de 28,4 % par an en moyenne. En 1999, ce taux a diminué à 19,6 % à cause du tremblement de terre d'Izmit et a repris de nouveau en 2000 et 2001 pour diminuer après, en raison du conflit en Irak. La disparité des deux balances entre 2001-2003 trouve sa cause dans l'augmentation des transferts unilatéraux.

La balance commerciale reste déficitaire depuis 1987 (cette dernière était excédentaire entre 1980 et 1987) alors que la balance courante a des périodes d'excédent en 1988, 1994 et après 2001 qui correspondent à des périodes de dépréciation du taux de change.

Comme les revenus du tourisme constituent une part importante des exportations, il serait utile de prendre en considération les deux mesures (balance commerciale et courante) à la fois comme indicateur de la balance extérieure.

Il faut aussi insister sur la structure du commerce extérieur de la Turquie. La part des biens industriels dans les exportations est passée de 79 % en 1987 à 91,6 % en 2001, avec un recul de la part du textile qui a diminué de 51 % en 1996 à 32,9 % en 2004 et une progression du secteur machinerie et transport de 17,5 % à 34,2 % sur la même période : la Turquie se spécialise de moins en moins dans le secteur textile.

La décomposition des importations en biens de consommations, biens d'équipement et biens intermédiaires nous renseigne sur la structure de la production. Pour l'année 2004, où la croissance a été quasiment de 10 %, les importations de biens de consommation ne représentent que 12 % des importations totales de biens, alors que les importations de biens intermédiaires en constituent 70 %. Les 18 % restant sont des importations de biens d'équipement. Quant aux exportations, 50 % sont des biens de consommation, 40 % des biens intermédiaires et 10 % des biens d'équipement. La Turquie importe des biens, non pour répondre à la demande intérieure, mais pour les transformer et les réexporter. Par conséquent, la croissance économique va détériorer la balance commerciale ; toutefois, cette détérioration n'est pas due à un mécanisme d'absorption keynésien classique mais à la structure du système productif.

L'analyse de l'évolution des déficits budgétaires et extérieurs a montré que ceux-ci étaient liés au taux de change et que la croissance avait une grande influence sur la balance commerciale. Il est donc important d'intégrer ces deux variables à l'analyse empirique et d'analyser leurs évolutions.

Le taux de change⁶

Jusqu'à la fin des années quatre-vingt, le taux de change est largement déterminé par la banque centrale. La politique de change consiste à sous-évaluer la monnaie nationale pour favoriser les exportations qui doivent être la source de croissance et du développement de la Turquie.

En 1987, les autorités monétaires surestiment le taux d'inflation ce qui aboutit à une appréciation du taux de change en termes réels (GRAPHIQUE 3). L'année suivante, suite au programme de lutte contre l'inflation, on constate une dépréciation réelle compatible avec l'objectif d'accroître les exportations.

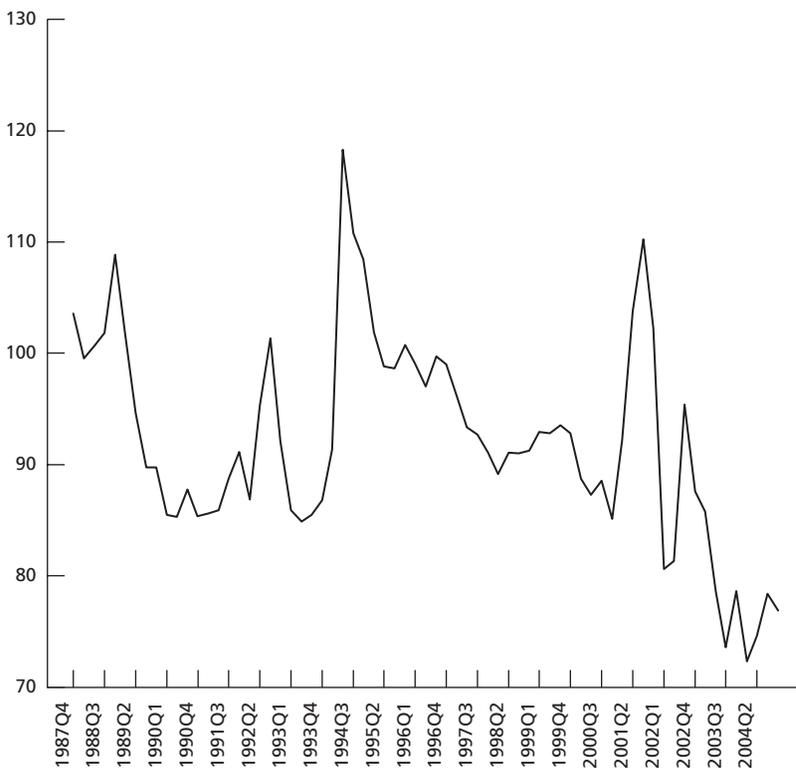
Entre 1989 et 1993, le taux de change est plus flexible, mais il reste administré. Dans cette période, on constate une appréciation réelle malgré la croissance relativement modeste de

6. Dans la suite de l'article, nous considérons un taux de change coté à l'incertain et le taux de change retenu pour l'analyse empirique est le taux de change réel effectif calculé par la banque centrale.

l'inflation. Une des raisons est l'entrée de capitaux observée à partir de la libéralisation des mouvements de capitaux en 1989. La dépréciation en 1992 puis en 1994 s'explique en grande partie par la substitution du dollar à la livre turque. En 1994, la dépréciation réelle est élevée parce que la livre turque se déprécie en terme nominal de 41 % en deux jours au plus fort de la crise financière, et de 164,68 % sur un rythme annuel. Par comparaison, l'inflation annuelle n'est que de 149,6 %.

Graphique 3 - Taux de change réel effectif

Cotation à l'incertain



Source : Banque centrale de Turquie.

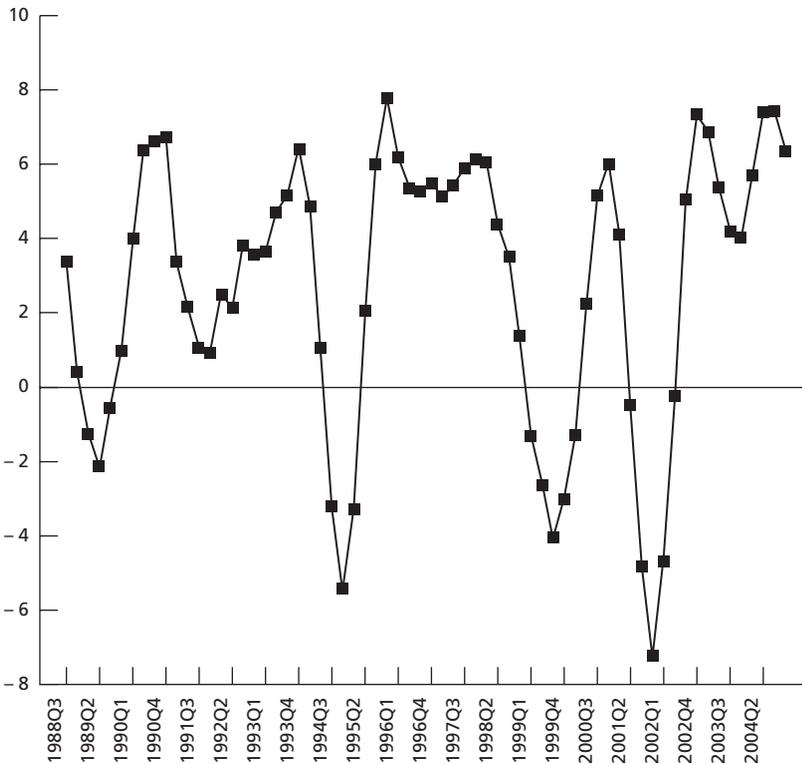
De 1994 à 1999, le taux de change est déterminé par le marché mais sous l'intervention constante de l'autorité monétaire : la livre turque fluctue dans un intervalle étroit avec une tendance très marquée à la surévaluation. Entre la fin de l'année 1999 et février 2001, la Turquie applique une politique de "taux de change rampant" censée permettre la désinflation. Après la grande crise de février 2001, ce système est abandonné et la Turquie adopte un régime de taux de change flexibles.

La croissance

Au cours de ces vingt dernières années, la Turquie connaît une croissance très volatile, marquée par trois crises économiques en 1994, 1999 et 2001 (GRAPHIQUE 4). La monétarisation du financement de la dette jusqu'au milieu des années quatre-vingt-dix est l'une des causes de l'inflation chronique. Une des spécificités de la croissance est qu'elle s'accompagne d'une inflation à la fois forte et volatile. Les crises ont des causes différentes : celles de 1994 et de 2001 sont des crises financières de surendettement, celle de 1999 est une crise plus classique de contraction de la demande. Les trois vont avoir des effets sur la dynamique des balances budgétaires et extérieures.

Graphique 4 - Taux de croissance du PIB

En glissement annuel



Source : Banque centrale de Turquie.

■ L'ANALYSE EMPIRIQUE EN TERME DE DÉFICITS JUMEAUX

L'analyse statistique en terme de déficits jumeaux consiste à mettre en évidence un lien empirique croissant entre le déficit budgétaire et le déficit extérieur. Avant de présenter les résultats des estimations, nous précisons nos choix méthodologiques.

Choix méthodologiques

Des analyses menées *supra* dans cet article, se dégage un certain nombre d'enseignements utiles pour l'application empirique. Pour l'estimation du modèle, il faut choisir une période homogène. Rappelons que l'on ne peut justifier théoriquement l'existence de mécanismes menant à des déficits jumeaux dans une économie caractérisée à la fois par une forte inflation et une indexation partielle des salaires que si le taux de change est fixe et les capitaux très mobiles. Les réformes de janvier 1980 qui marquent l'abandon d'un schéma de développement autocentré, basé sur la substitution des importations, et le passage à une stratégie de développement fondée sur les exportations dans le cadre d'une économie de marché, obligent à travailler après 1980. Durant la dictature, de septembre 1980 à novembre 1983, les décisions économiques sont prises par les militaires. La réforme des marchés financiers commencée en 1980 et qui conditionne les mouvements de capitaux, ne sera achevée qu'en 1988. Il semble donc qu'on ne peut commencer l'étude empirique qu'après 1987. De même, l'abandon en février 2001 du régime de change fixe constitue un autre changement structurel impliquant des mécanismes économiques différents.

L'arbitrage entre d'une part la rigueur dans le choix d'une période homogène, et d'autre part la nécessité de travailler sur une période assez longue afin de disposer d'un nombre de données suffisantes, est difficile. Ces raisons poussent à choisir 1988-2000⁷ comme période d'estimation et des données trimestrielles.

L'analyse empirique des liens entre le déficit budgétaire et le déficit extérieur est faite à l'aide des outils de la méthodologie VAR, technique qui nécessite l'estimation de nombreux paramètres. Comme nous disposons d'un nombre d'observations très limité, les résultats des estimations et des tests doivent être pris avec beaucoup de prudence. Cependant, les variables avec lesquelles nous travaillons sont très volatiles et on peut penser qu'elles contiennent beaucoup d'information.

L'estimation préliminaire d'un modèle VAR restreint aux deux seules variables d'intérêt qui sont le solde de la balance budgétaire et celui de la balance extérieure donne des résultats impossibles à interpréter en terme de déficits jumeaux : il existe bien une causalité du solde de la balance budgétaire vers celui de la balance extérieure, mais celle-ci est négative. Les résultats obtenus sont de signe contraire à celui attendu ce qui nous conforte dans le choix

7. Durant cette période, la banque centrale a eu plusieurs politiques de changes ainsi que des techniques d'interventions sur le marché des changes différentes. La taille limitée de notre échantillon ne nous permet pas de prendre en compte ces sous-périodes. Cependant, nous considérons que la période est homogène car la banque centrale intervient régulièrement sur le marché des changes et que le taux de change ne peut pas être caractérisé comme flexible.

des variables du système : en plus des deux déficits, le taux de change réel effectif et le taux de croissance semblent incontournables.

Nous travaillons alors avec des modèles comprenant quatre variables : le déficit budgétaire, une variable de déficit extérieur (déficit commercial ou déficit courant), le logarithme du taux de change effectif réel et le logarithme du PIB. La méthodologie employée consiste à chercher les liens de causalité entre ces variables en utilisant d'une part les modèles VECM et d'autre part la méthodologie développée par Toda et Yamamoto (1995) à partir des modèles VAR. L'ENCADRÉ 1 rappelle brièvement les différentes notions de causalité utilisées et les moyens de les tester. Dans le premier cas, l'existence de racine unitaire dans les processus caractérisant les séries préalablement mise en évidence par les tests de Dickey et Fuller, et la possibilité de relations de cointégration amènent à utiliser la méthode d'estimation proposée par Johansen. Nous utilisons deux mesures de causalité : les tests de causalité au sens de Granger et les tests de causalité instantanée. Pour la méthodologie de Toda et Yamamoto, nous estimons un modèle VAR en niveau.

ENCADRÉ 1 - LES DIFFÉRENTES NOTIONS DE CAUSALITÉ ET LEURS TESTS

La causalité au sens de Granger dans un VECM

La notion de causalité au sens de Granger s'applique dans le cadre de processus stationnaires. Elle se définit de la façon suivante : le processus X_1 ne cause pas le processus X_2 au sens de Granger si $EL(X_{2t}/I_{t-1}(X_1), I_{t-1}\{X_2\}) = EL(X_{2t}/I_{t-1}\{X_2\})$ ou $I_{t-1}\{X_2\}$ est l'espace engendré par les valeurs passées de X_2 .

Le concept de causalité au sens de Granger (1969) s'interprète en terme de prédictabilité. Si un processus X_1 cause au sens de Granger le processus X_2 , alors il est possible d'utiliser le passé de X_1 pour prévoir les mouvements de X_2 . La causalité ainsi définie est statistique. Elle n'implique pas nécessairement l'existence d'une causalité économique.

Le concept de causalité au sens de Granger dans un VECM a été étudié par Toda et Phillips (1994). Dans un VECM, il faut distinguer la causalité de long terme de la causalité de court terme. La causalité de court terme d'obtient à partir des coefficients associés aux variables endogènes différenciées, alors que la causalité de long terme vient des variables explicatives figurant dans la relation de cointégration.

Supposons que le modèle n'admette qu'une seule relation de long terme. Il s'écrit alors :

$$\begin{pmatrix} \Delta X_{1t} \\ \Delta X_{2t} \\ \Delta X_{3t} \\ \Delta X_{4t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \Gamma(L)_{11} & \Gamma(L)_{21} & \Gamma(L)_{31} & \Gamma(L)_{41} \\ \Gamma(L)_{12} & \Gamma(L)_{22} & \Gamma(L)_{32} & \Gamma(L)_{42} \\ \Gamma(L)_{13} & \Gamma(L)_{23} & \Gamma(L)_{33} & \Gamma(L)_{43} \\ \Gamma(L)_{14} & \Gamma(L)_{24} & \Gamma(L)_{34} & \Gamma(L)_{44} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta X_{1t-1} \\ \Delta X_{2t-1} \\ \Delta X_{3t-1} \\ \Delta X_{4t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \\ \alpha_4 \end{pmatrix} (\beta_1 X_{1t-1} + \beta_2 X_{2t-1} + \beta_3 X_{3t-1} + \beta_4 X_{4t-1}) + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \end{pmatrix}$$

Par exemple, pour tester la non causalité au sens de Granger à court terme de la variable X_1 sur la variable X_2 , il suffit de faire un test de nullité jointe de tous les coefficients du polynôme $\Gamma_{12}(L)$.

Pour que la variable X_1 ne cause pas au sens de Granger à long terme la variable X_2 , il suffit que la variable X_1 puisse être exclue de la relation de long terme ($\beta_1 = 0$) ou que le poids de la relation de long terme dans l'équation de X_2 soit nul ($\alpha_2 = 0$). Dans ce dernier cas, on dira que la variable X_2 est faiblement exogène.

La causalité instantanée

La notion de causalité instantanée s'applique aussi dans le cadre de processus stationnaires. Elle se définit de la façon suivante : le processus X_1 ne cause pas instantanément le processus X_2 si $\text{EL}(X_{2t}/I_{t-1}(X_1), I_{t-1}\{X_2\}, X_{1t}) = \text{EL}(X_{2t}/I_{t-1}(X_1), I_{t-1}\{X_2\})$ ou $I_{t-1}\{X_2\}$ est l'espace engendré par les valeurs passées de X_2 .

La notion de causalité instantanée diffère de celle au sens de Granger pour deux raisons. D'abord, la causalité instantanée a lieu entre les variables au temps t . Ensuite, contrairement à la causalité au sens de Granger qui est unilatérale, la causalité instantanée est bilatérale. Cela veut dire que si cette causalité instantanée existe, nous savons qu'il existe un lien entre les deux variables sans pour autant pouvoir préciser le sens de la causalité.

Pour tester la causalité instantanée de X_1 sur X_2 dans un VECM, il suffit de régresser le résidu de l'équation de X_2 sur le résidu de l'équation de X_1 .

Les tests de causalité au sens de Granger de Toda et Yamamoto

La procédure de Toda et Yamamoto utilise un test de Wald modifié pour tester des restrictions sur les paramètres d'un modèle VAR d'ordre k . La statistique de ce test suit asymptotiquement une loi de chi-2 à k degrés de libertés quand un VAR d'ordre $k + d_{\max}$ est estimé (d_{\max} est l'ordre maximal d'intégration des séries du système).

La procédure se fait en deux étapes : dans une première étape, on détermine le degré d'intégration des séries et l'ordre k du VAR. Dans une seconde étape, on estime un VAR d'ordre $k + d_{\max}$ et on teste la causalité au sens de Granger en menant un test de Wald sur les k premiers coefficients.

Résultats empiriques

L'analyse empirique estime et analyse deux modèles comprenant chacun quatre variables. Le premier est composé de la balance budgétaire totale en pourcentage du PIB, de la balance courante en pourcentage du PIB, du logarithme du taux de change réel effectif et du logarithme du PIB. Le second est composé de la balance budgétaire totale en pourcentage du PIB, de la balance commerciale en pourcentage du PIB, du logarithme du taux de change réel effectif et du logarithme du PIB. Les deux modèles ne diffèrent que par le choix de la mesure

de la balance extérieure : la balance courante pour le premier et la balance commerciale pour le second. Ceci permet de voir si la mesure retenue pour la balance extérieure est importante. Le choix du nombre optimal de retards est obtenu à partir des tests AIC, FPE et du maximum de vraisemblance. Tous ces tests concluent à un VAR en différence avec un retard. Le VECM est donc estimé avec un seul retard sur les variables en différence. Les modèles sont estimés avec des variables indicatrices pour corriger les effets saisonniers notamment liés au tourisme. Le TABLEAU 1 montre que dans les deux modèles estimés, il n'existe qu'une seule relation de long terme entre les variables. Le choix de la mesure du déficit extérieur ne modifie pas le nombre de relations de cointégration.

Tableau 1 - Détermination du nombre de relations de cointégration

	Valeurs propres	$H_0: r =$	Trace	Lambda Max	Valeurs critiques à 5 %	
					Trace	Lambda Max
Modèle avec la balance courante	0,3807	0	47,35	27,44	47,21	27,07
	0,2783	1	22,91	16,64	29,68	20,97
	0,1112	2	6,27	6,01	15,41	14,07
	0,0052	3	0,26	0,26	3,76	3,76
Modèle avec la balance commerciale	0,4028	0	48,42	27,29	47,21	27,07
	0,2677	1	22,13	15,89	29,68	20,97
	0,1124	2	6,24	6,08	15,41	14,07
	0,0031	3	0,16	0,16	3,76	3,76

Une fois estimé le nombre de relations de cointégration, il convient d'analyser la relation de cointégration obtenue pour chacun des deux modèles. Le TABLEAU 2 récapitule les différents résultats. Pour le vecteur de cointégration non contraint, nous avons arbitrairement normalisé la relation de cointégration par rapport au coefficient du PIB. Pour le modèle avec la balance courante, le vecteur de cointégration non contraint s'écrit :

$$\text{PIB} = -0,064 * \text{balance budgétaire} - 0,068 * \text{balance courante} + 0,010 * \text{taux de change};$$

alors que pour le modèle avec la balance commerciale on obtient :

$$\text{PIB} = -0,097 * \text{balance budgétaire} + 0,044 * \text{balance commerciale} + 0,015 * \text{taux de change}.$$

Les deux relations sont très proches et ne diffèrent que par le signe associé à la variable mesurant la balance extérieure. Les tests de stationnarité permettent de rejeter l'hypothèse de stationnarité d'une des variables. Les tests d'exclusion montrent que dans les deux modèles, la variable mesurant la balance extérieure peut être exclue de la relation de long terme. Nous avons alors une relation de long terme entre trois variables uniquement : le PIB, la balance budgétaire et le taux de change. Autrement dit, il n'existe pas de relation de long terme entre la balance budgétaire totale et la balance extérieure, que celle-ci soit mesurée par la balance courante ou par la balance commerciale.

Tableau 2 - Tests de restriction sur le vecteur de cointégration

		Balance budgétaire	Balance extérieure	Taux de change	PIB	Seuil
Modèle avec la balance courante	Vecteur non contraint	0,064	0,068	- 0,010	1	
		1	0	0	0	0,000
	Tests de stationnarité	0	1	0	0	0,000
		0	0	1	0	0,000
		0	0	0	1	0,000
	Tests d'exclusion	0	2,403	- 0,081	5,848	0,01
		0,077	0	- 0,010	1	0,50
		0,590	- 0,451	0	6,86	0,04
		0,448	- 2,198	0,0144	0	0,01
	Modèle avec la balance commerciale	Vecteur non contraint	0,097	- 0,044	- 0,015	1
		1	0	0	0	0,000
Tests de stationnarité		0	1	0	0	0,000
		0	0	1	0	0,000
		0	0	0	1	0,000
Tests d'exclusion		0	- 2,52	- 0,052	- 13,7	0,000
		0,079	0	- 0,012	1	0,71
		- 0,517	- 0,736	0	- 10,82	0,02
		0,582	- 1,295	- 0,109	0	0,16

Les coefficients associés à la relation de long terme contrainte que les tests permettent de retenir pour chacun des deux modèles figurent en gras dans le TABLEAU 2. Un premier constat s'impose tout de suite : les coefficients sont très proches. Le choix de la variable mesurant la balance extérieure n'a pas d'effet sur la valeur des coefficients de la relation de long terme.

La relation de long terme contrainte montre que le PIB et le taux de change réel évoluent dans le même sens, alors que la balance budgétaire et le PIB s'opposent. Cela veut dire qu'une détérioration de la balance budgétaire entraîne une hausse du PIB. Un résultat similaire a été trouvé par Gurbuz, Jobert et Raffinot (2005) et les auteurs montrent que ce lien s'interprète comme un régime de croissance insoutenable induit par le versement d'une rente aux détenteurs de titres publics. L'effet du taux de change réel sur le PIB est inflationniste : comme le taux de change est très largement administré, la dépréciation du taux de change réel résulte d'une hausse de l'inflation qui permet la croissance.

Les résultats des tests de causalité montrent que la causalité va des variables en colonnes vers l'équation de la variable en ligne (TABLEAU 3). Il peut exister trois types de causalité : une de court terme au sens de Granger, une de long terme au sens de Granger et une causalité instantanée, les trois étant testées dans le VECM. Comme les VECM estimés n'ont qu'un seul retard pour les variables en différence, la causalité de court terme est obtenue à partir des statistiques de Student sur chaque paramètre. Comme nous travaillons sur un petit échantillon, nous testons aussi la causalité au sens de Granger à partir de la méthodologie de Toda et Yamamoto.

Tableau 3 - Tests de causalité

		Causalité	Balance primaire	Balance courante	Taux de change	PIB	
Modèle avec la balance courante	Équation de la balance budgétaire	Granger Court Terme		+++		+++	
		Granger Long Terme	---		+++	---	
		Instantanée					
		Test de Toda Yamamoto	-	+++	+	---	
	Équation de la balance courante	Granger Court Terme				+++	++
		Granger Long Terme				+++	--
		Instantanée				+++	--
		Test de Toda Yamamoto		+++	++	+	
	Équation du taux de change	Granger Court Terme					
		Granger Long Terme					
		Instantanée			+++		---
		Test de Toda Yamamoto				++	---
Équation du PIB	Granger Court Terme				--	+++	
	Granger Long Terme						
	Instantanée		--		---		
	Test de Toda Yamamoto				-	+++	
Modèle avec la balance commerciale	Équation de la balance budgétaire	Granger Court Terme		+		+++	
		Granger Long Terme	---		+++	---	
		Instantanée					
		Test de Toda Yamamoto	++		+++	++	
	Équation de la balance courante	Granger Court Terme				+	+
		Granger Long Terme					
		Instantanée				++	---
		Test de Toda Yamamoto					
	Équation du taux de change	Granger Court Terme					+
		Granger Long Terme					
		Instantanée			++		---
		Test de Toda Yamamoto			+		---
Équation du PIB	Granger Court Terme			-	--	+++	
	Granger Long Terme						
	Instantanée		---		---		
	Test de Toda Yamamoto		--		-	+++	

+++ (---) indique une causalité positive (négative) acceptable à un seuil inférieur à 5 %.

++ (-) indique une causalité positive (négative) acceptable à un seuil compris entre 5 % et 10 %.

+ (-) indique une causalité positive (négative) acceptable à un seuil compris entre 10 % et 20 %.

Si l'on regarde, par exemple, l'équation de la balance budgétaire dans le modèle avec la balance courante, nous voyons que la balance budgétaire est causée au sens de Granger par elle-même à long terme et que cette causalité est négative et significative au seuil de 1 %, que la balance extérieure cause positivement au seuil de 1 % à court terme la balance budgétaire, et enfin que le PIB cause la balance budgétaire à court terme avec un signe positif et à long terme avec un signe négatif.

Le premier enseignement important apporté par le TABLEAU 3 est que les résultats des tests de causalité au sens de Granger ne sont pas fondamentalement modifiés par le choix de la méthodologie de test. On remarque que la méthodologie de Toda et Yamamoto donne des seuils plus faibles que celle utilisant les tests dans un VECM. Nous ne commentons que les résultats des tests menés à partir de l'estimation du VECM. Cependant, il faut rappeler que la petite taille de notre échantillon est susceptible d'entraîner une grande imprécision dans la qualité des estimations.

Le second enseignement est que la comparaison des résultats des tests de causalité entre les deux modèles donne les mêmes causalités, avec les mêmes signes, seuls les seuils des tests pouvant être différents.

L'analyse plus détaillée des tests de causalité se fait en terme de problématique de déficits jumeaux. Le TABLEAU 3 indique qu'il n'existe pas de causalité directe de la balance budgétaire vers la balance extérieure. De plus, la balance budgétaire n'influence pas le PIB. On ne trouve donc pas le début de la chaîne causale entre le déficit public et le PIB. Ensuite, il existe bien une causalité instantanée négative entre le PIB et la balance extérieure. Mais ce lien négatif vient de la structure de la production turque qui nécessite des importations de biens intermédiaires et de biens d'équipement. Autrement dit, la dégradation de la balance extérieure qui accompagne l'augmentation du PIB ne s'explique pas par un effet d'absorption keynésien classique, mais par la nécessité d'importer des biens intermédiaires pour pouvoir produire des biens qui seront exportés.

Le dernier enseignement du TABLEAU 3 est que la condition de Marshall-Lerner, appelée aussi théorème des élasticités critiques, semble valide : il existe à la fois une causalité instantanée et une causalité de court terme du taux de change réel vers la balance extérieure. Une dépréciation de la monnaie nationale permet d'améliorer la balance extérieure. On retrouve cette causalité du taux de change vers le PIB, mais avec le signe opposé à celui attendu en terme de théorème des élasticités critiques : le signe est négatif. L'explication peut se trouver dans l'interprétation de l'effet venant du taux de change réel. Si l'on admet que la dépréciation du taux de change réel s'interprète en terme d'effet inflationniste, alors l'inflation induisant une augmentation de l'incertitude à court terme a un effet négatif sur la croissance⁸.

8. Pendant la période d'inflation chronique, la livre turque perd sa fonction de réserve de valeur. Le taux de dollarisation est élevé car les ménages constituent leur épargne de précaution en devises étrangères. Cette épargne est thésaurisée et n'est pas transformée en investissement par le système bancaire. Pour les ménages, le taux de change est plus un indicateur d'instabilité que d'inflation. Quand la livre turque se déprécie, les ménages ne vendent pas leurs devises. Ils les gardent et renforcent même leur épargne de précaution en devises étrangères. Donc une dépréciation importante du taux de change renforce l'épargne de précaution détenue en devises et diminue la demande interne.

Au terme de cette étude empirique, nous pouvons conclure qu'il n'existe pas de liens, directs ou indirects, entre le déficit budgétaire total et le déficit extérieur en Turquie. L'absence de liens directs vient à la fois du résultat d'exclusion de la balance extérieure de la relation de long terme, et de l'absence de causalité entre la balance budgétaire et la balance extérieure. Quant aux liens indirects, la dégradation de la balance commerciale, suite à une augmentation du PIB, s'explique par la structure productive du pays.

L'hypothèse de déficits jumeaux est clairement rejetée. Ce résultat est loin d'être surprenant puisqu'on a vu dans la première partie de cet article que la dégradation de la balance budgétaire venait du poids des intérêts sur la dette publique. Il reste cependant à expliquer la cause des déficits extérieurs.

■ LES DÉFICITS EXTÉRIEURS

La variable permettant de mesurer le besoin de financement des dépenses publiques doit être la balance primaire. Pour ce dernier modèle, les quatre variables retenues sont la balance budgétaire primaire en pourcentage du PIB, la balance courante en pourcentage du PIB, le logarithme du taux de change effectif réel et le logarithme du PIB. Les tests du nombre de relations de cointégration concluent qu'il existe une relation de long terme entre ces variables (TABLEAU 4).

Tableau 4 - Détermination du nombre de relations de cointégration

Valeurs propres	$H_0: r =$	Trace	Lambda Max	Valeurs critiques à 5 %	
				Trace	Lambda Max
0,3904	0	50,37	27,24	47,21	27,07
0,3182	1	25,13	19,53	29,68	20,97
0,1016	2	5,60	5,46	15,41	14,07
0,0026	3	0,13	0,13	3,76	3,76

Le vecteur de cointégration et les tests de restriction sur ce vecteur sont donnés au TABLEAU 5. Une fois de plus, nous concluons que les variables sont non stationnaires. Les tests permettent d'exclure de la relation de long terme soit la balance primaire au seuil de 90 %, soit le taux de change au seuil de 7 %, soit le PIB à un seuil de 19 %. L'exclusion jointe de la balance primaire et du PIB est rejetée alors que celle de la balance primaire et du taux de change est acceptée au seuil de 14 %. Nous avons donc une relation de cointégration opposant le PIB à la balance courante. L'interprétation économique de cette relation trouve ses fondements dans la structure productive et dans la nécessité d'importer des biens intermédiaires pour accroître l'offre de l'économie nationale. Une fois de plus, il n'existe pas d'équilibre de long terme entre les deux déficits, ceux-ci étant exclus de la relation de cointégration.

Tableau 5 - Tests de restriction sur le vecteur de cointégration

	Balance primaire	Balance courante	Taux de change	PIB	Seuil
Vecteur non contraint	0,007	0,448	- 0,016	1	
	1	0	0	0	0,000
Tests de stationnarité	0	1	0	0	0,012
	0	0	1	0	0,000
	0	0	0	1	0,000
	0	0,424	- 0,014	1	0,90
	0,6929	0	- 0,0605	- 5,937	0,02
Tests d'exclusion	- 0,038	0,278	0	1	0,07
	- 0,40	- 1,622	0,091	0	0,19
	0	1,76	- 0,049	0	0,00
	0	0,403	0	1	0,14

Les tests de causalité ne diffèrent pas sensiblement, qu'ils soient réalisés sur un VECM ou sur le modèle VAR (TABLEAU 6). Une fois de plus, nous ne commenterons que les résultats issus du VECM qui sont plus ambigus en terme d'hypothèse de déficits jumeaux: il existe une causalité, au sens de Granger de court terme, entre la balance primaire et la balance courante. Cette causalité est bien positive, mais elle n'est significative qu'à un seuil compris

Tableau 6 - Tests de causalité

	Causalité	Balance primaire	Balance courante	Taux de change	PIB
Équation de la balance primaire	Granger Court Terme		++		-
	Granger Long Terme		+++		---
	Instantanée				
	Test de Toda Yamamoto		+++		--
Équation de la balance courante	Granger Court Terme	+		++	
	Granger Long Terme		+++		---
	Instantanée			+++	---
	Test de Toda Yamamoto	++		+	---
Équation du taux de change	Granger Court Terme		+		
	Granger Long Terme		++		--
	Instantanée				---
	Test de Toda Yamamoto				---
Équation du PIB	Granger Court Terme			--	+++
	Granger Long Terme				
	Instantanée		---	---	
	Test de Toda Yamamoto	+		-	++

+++ (- - -) indique une causalité positive (négative) acceptable à un seuil inférieur à 5 %.

++ (- -) indique une causalité positive (négative) acceptable à un seuil compris entre 5 % et 10 %.

+ (-) indique une causalité positive (négative) acceptable à un seuil compris entre 10 % et 20 %.

entre 15 % et 20 %. La valeur du seuil amène à s'interroger sur la robustesse de ce lien. En revanche, il existe un effet *feedback* très significatif, à la fois de court terme et de long terme, de la balance courante sur la balance primaire. Nous ne voyons pas d'explications économiques justifiant ce résultat. Les liens indirects entre le déficit public et le déficit courant n'apparaissent toujours pas : la balance primaire n'a aucun effet sur le PIB et s'il existe bien un effet négatif du PIB sur la balance courante, celui-ci vient de la structure productive. La balance courante est influencée instantanément et à court terme par le taux de change : une dépréciation de la monnaie nationale va entraîner une amélioration de la balance courante. Ce résultat peut s'interpréter en terme de théorème des élasticités critiques du taux de change sur la balance courante. À long terme et aussi instantanément, la balance courante se creuse avec la croissance économique. Nous retrouvons ici un résultat dont la cause provient de la structure productive de l'économie turque.

■ CONCLUSION

Cet article a montré que même si la Turquie connaît, depuis plus de quinze ans, à la fois un déficit budgétaire et un déficit de la balance commerciale, ces deux déficits ne sont pas liés et l'hypothèse de déficits jumeaux pour la période 1988-2000 est rejetée. Cette conclusion ressort assez clairement de l'analyse descriptive des deux déficits. En effet, le déficit budgétaire trouve son origine dans les paiements d'intérêts de la dette, et le déficit de la balance commerciale provient de la nécessité d'importer des biens intermédiaires et des biens d'équipement pour la production nationale. L'analyse empirique, dont les résultats doivent être interprétés avec prudence étant donné la petite taille de l'échantillon, confirme ce constat.

Aujourd'hui, l'évolution du déficit public de la Turquie n'est plus une source d'inquiétude majeure. La politique d'assainissement des dépenses publiques menées depuis 1999 avec le soutien du FMI commence à porter ses fruits. La Turquie dégage un excédent primaire, la part de la dette publique dans le PIB a été ramenée à un niveau plus raisonnable et le poids des paiements d'intérêts dans le budget ne cesse de diminuer.

Le déficit actuel de la balance commerciale est plus inquiétant. La très forte croissance observée depuis 2002 a dégradé la balance commerciale et les mécanismes d'ajustement par une dépréciation du taux de change ne sont pas au rendez-vous. Un débat assez vif a lieu dans la communauté des économistes sur les raisons de cette absence d'ajustement. Une des thèses en présence est que la banque centrale mène une politique monétaire trop restrictive : la lutte contre l'inflation par une politique de ciblage d'inflation, et le besoin de crédibilité d'une institution qui n'est indépendante que depuis trois ans, la conduisent à conserver des taux d'intérêt réel beaucoup plus élevés que ceux observés dans les autres pays. L'entrée des capitaux étrangers et la substitution de la livre turque aux devises étrangères par les agents nationaux conduisent à une surévaluation de la livre turque estimée⁹ à plus de 20 %. Cette

9. Voir, par exemple, l'étude de Cevik et Yilmaz (2002).

surévaluation de la monnaie nationale permet à son tour de réduire l'inflation par un effet "pass-through".

Pour les partisans de cette thèse, la banque centrale doit avoir une politique un peu moins frileuse dans la réduction de son taux d'intérêt directeur. Depuis fin 2003, elle a réussi à orienter les taux d'intérêt du marché secondaire en fonction de son taux directeur et elle a ainsi acquis une certaine crédibilité. Cependant, même si les taux d'intérêt réels ont fortement baissé, ils restent à un niveau encore trop élevé. En effet, depuis 2002 les cibles d'inflation ont toujours été dépassées: ainsi, la cible de 35 % pour la fin 2002 a été atteinte en août 2002 et l'inflation effective n'a été que de 29,7 %. En 2003, la cible qui était de 20 % a été atteinte en octobre et l'inflation s'est élevée finalement à 18,4 %. La cible de 2004 (12 %) est atteinte dès le mois de février et l'inflation effective sera de 9,3 %. La banque centrale disposerait donc d'une marge de manœuvre et un pilotage moins frileux de réduction du taux d'intérêt directeur devrait permettre un réajustement progressif de la valeur de la livre turque sans compromettre les objectifs de cible d'inflation.

T. J. & İ. Z.¹⁰

RÉFÉRENCES

- Abell, J.D., 1990. Twin deficits during the 1980s: An empirical investigation, *Journal of Macroeconomics* 12 (1), hiver, 81-96.
- Akbostancı, E., Tunç, G., 2001. Turkish twin effects: An error correction model of trade balance, METU ERC Working Papers, Series 01/06.
- Akcay, O.C., Ozmucur, S., 2001. Budget deficit, inflation and debt sustainability: Evidence from Turkey (1970-2000), Bogazici University Institute of Social Sciences Working Paper, ISS/EC 2001-12.
- Bachman, D.D., 1992. Why is the U.S. current account deficit so large? Evidence from vector autoregressions, *Southern Economic Journal* 54 (2), octobre, 232-240.
- Barro, R.J., 1989. The Ricardian approach to budget deficits, *Journal of Economic Perspectives* 3 (2), printemps, 37-54.
- Cevik, S., Yilmaz, F., 2002. A simple framework for exchange rate valuation, dans *Strategy and Economics*, Morgan Stanley (Eds).
- Darrat, A.F., 1988. Have large budget deficits caused rising trade deficits?, *Southern Economic Journal* 54 (4), avril, 879-887.
- Eisner, R., 1986. *How Real Is the Federal Deficit?*, New York: Macmillan, Free Press; Londres : Collier Macmillan.
- Enders, W., Lee, B.-S., 1990. Current account and budget deficits: Twins or distant cousins?, *The Review of Economics and Statistics* 72 (3), août, 373-381.
- Engle, R.F., Granger, C.W.J., 1987. Co-integration and error correction: Representation estimation and testing, *Econometrica* 55 (2), mars, 251-276.

10. Les auteurs remercient deux rapporteurs anonymes pour leurs remarques sur une version précédente de ce texte. Ils restent néanmoins responsables des erreurs qui subsistent.

- Feldstein, M., 1986. The budget deficit and the dollar, dans *NBER Macroeconomic Annual*, 355-392, Cambridge, Mass., et Londres : MIT Press.
- Gurbuz, B., Jobert, T., Raffinot, M., 2005. Liens entre l'endettement, l'investissement et la croissance : le cas de la Turquie, *Economie Appliquée* 58 (4), 107-137.
- Johansen, S., 1991. Estimation and hypothesis testing of co-integration vectors in Gaussian vector autoregressive models, *Econometrica* 59 (6), novembre, 1151-1581.
- Johansen, S., Juselius, K., 1992. Testing structural hypotheses in a multivariate co-integration analysis of the PPP and the UIP for UK, *Journal of Econometrics* 53 (1-3), juillet-septembre, 211-244.
- Khalid, A., Guan, T.W., 1999. Causality tests of the budget and current account deficits: Cross-country comparisons, *Empirical Economics* 24 (3), août, 389-402.
- Kawai, M., 1985. Exchange rates, the current account and monetary – fiscal policies in the short run and in the long run, *Oxford Economic Papers* 37 (3), septembre, 391-425.
- Kocaler, I., Sahinbeyoglu, G., 2001. An analysis of debt dynamics in Turkey: A decomposition exercise, mimeo, Central Bank of Turkey, Research Department, Ankara.
- Kuftepeli, Y., 2001. An empirical investigation of the Feldstein chain for Turkey, mimeo, Université Dokuz Eylül.
- Langot, F., 2000. Offre globale/demande globale en économie ouverte, dans Herault, J.-O. (Eds), *Analyse macroéconomique*, chapitre 6, Editions La Découverte.
- Marston, R. 1985. Stabilization policy in open economies, dans Jones, R.W, Kenen, P.B. (Eds), *Handbook of International Economics*, Amsterdam Elsevier Science Publishers, Vol. 2, 859-916.
- Metin, K., 1998. The relationship between inflation and budget deficit in Turkey, *Journal of Business and Economic Studies* 16 (4), octobre, 412-421.
- Seymen, D., Utkulu, U., 2004. Trade, competitiveness and revealed comparative advantage: Evidence for Turkey towards the EU, European Trade Study Group ETSG2004, programme Nottingham, 9-11 septembre.
- Summers, H., 1986. Issues in national saving policy, dans Adams, G., Wachters, S. (Eds), *Saving and Capital Formation*, Lexington.
- Toda, H.-Y., Phillips, P.C.B., 1994. Vector autoregression and causality: A theoretical overview and simulation study, *Econometric Reviews* 13 (2), juillet, 259-285.
- Toda, H.-Y., Yamamoto, T., 1995. Statistical inference in vector autoregression with possibly integrated processes, *Journal of Econometrics* 66 (1-2), mars-avril, 225-250.
- Zapata, H.-O., Rambaldi, A.-N., 1997. Monte Carlo evidence on cointegration and causation, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 59 (2), 285-298.
- Zengin, A., 2000. The twin deficit hypothesis: The Turkish case, mimeo, Université Zonguldak Karaelmas.

