

Cahiers de recherche

EURISCO

cahier n° 2002-01

***La croissance économique turque
entre 1980 et 1995***

*s'explique-t-elle par les dépenses publiques, le travail
informel ou le capital humain ?*

*par Marco Fugazza, Jean-François Jacques
Haluk Levent, Antoine Rebeyrol*

Janvier 2002



La croissance économique turque entre 1980 et 1995 s'explique-t-elle par les dépenses publiques, le travail informel ou le capital humain ?

Marco Fugazza^a
Jean-François Jacques^b
Haluk Levent^c
Antoine Rebeyrol^d

Janvier 2002

Résumé:

Cet article tente d'identifier empiriquement les déterminants de la croissance turque à partir de données annuelles de 1980 à 1995. L'analyse empirique s'appuie sur un modèle théorique "canonique" de croissance qui nous sert à élaborer des résultats empiriques. Il nous invite à construire un résidu de Solow, à partir des parts des rémunérations des facteurs, dont on cherche ensuite les déterminants empiriquement. Après avoir effectué une première sélection de variables économiques, dont les résultats ne sont pas présentés ici, deux modèles concurrents peuvent expliquer le résidu de Solow. Un premier modèle dans lequel les dépenses publiques joueraient un rôle essentiel et un second modèle dans lequel le travail informel (approximé par le taux de chômage) et le capital humain (approximé par des variables d'éducation) joueraient, indépendamment, un rôle important, sont acceptables *a priori* en se basant sur des critères statistiques standards. Une comparaison des deux modèles à partir des tests de modèles, conclut cependant en faveur de la première explication. Les résultats doivent être néanmoins considérés avec beaucoup de précautions.

a: Lors de la réalisation de la première version du travail, l'auteur était Coopérant du Service National auprès du Département d'Economie de l'Université de Galatasaray ; marcofugazza@netscape.net

b: EURIsCo Université Paris-IX-Dauphine ; jacques@dauphine.fr

c: Université de Galatasaray; levent@gsunv.gsu.edu.tr

d: LED-EPHE Université Paris-VIII ; rebeyrol@dauphine.fr

Ce travail a été mené originellement au département d'économie de l'Université Galatasaray (Istanbul) lors d'un séjour de Marco Fugazza et Jean-François Jacques en 1998. Nous aimerions remercier Seyfettin Gürsel et Ahmet Insel non seulement de nous avoir fourni l'opportunité d'effectuer ce séjour dans des conditions agréables mais aussi et surtout pour leurs commentaires et suggestions. Haluk Levent remercie l'Université Paris IX-Dauphine de son invitation en 1999 qui nous a permis de poursuivre ce travail. Nous remercions aussi J.C. Verez non seulement pour ses commentaires mais aussi pour nous avoir donné l'opportunité de présenter ces travaux lors d'une journée intitulée "Croissance et développements : débats théoriques et aspects empiriques" organisée par ses soins à l'Université Galatasaray en juin 2001. Nous remercions enfin Fabrice Collard, Christophe Hurlin et Corinne Perraudin pour leurs précieux conseils techniques. Nous restons évidemment seuls responsables des erreurs qui subsistent dans l'article.

Adresse du correspondant: Jacques Jean-François, UFR d'économie appliquée, Place du Maréchal de Lattre de Tassigny, 75016 Paris, France.

1. Introduction

Le but de cet article est d'identifier empiriquement les déterminants de la croissance turque de 1980 à 1995 à partir de données annuelles. L'analyse repose sur un modèle synthétique de croissance proposé par Jacques et Rebeyrol (2001) qui intègre, dans un cadre formel unifié, simultanément plusieurs modèles économiques. Ce cadre formel unique autorise donc une comparaison empirique des modèles.

Traditionnellement les tentatives d'identifier les facteurs de croissance se réalisent sur un grand nombre de pays avec un grand nombre de variables (voir Barro et Sala-i-Martin (1995)). Cependant, si tous les pays ne subissent pas les mêmes influences, la recherche d'éléments communs de croissance peut sembler illusoire. Une analyse pays par pays peut sembler plus appropriée¹. Les déterminants de la croissance économique turque et de son instabilité ont fait l'objet de nombreuses investigations, relevant d'approches théoriques différentes (voir par exemple Gökçe D., 1993 ou Baysan et Blitzer 1990 pour l'analyse de la stabilisation de la croissance dans les années 80 ; Rodrik D, (1990) et Akyüz Y. (1990) pour le rôle de la libéralisation financière ; M. et B. Dupont (1997) ou Akerçay-Gurbuz (2001) pour une analyse kaldorienne de la croissance).

Au lieu de tester les implications d'un modèle théorique spécifique, nous avons utilisé une forme fonctionnelle "canonique" suffisamment souple pour permettre de discuter certaines interprétations de la croissance. Cette forme n'est cependant pas neutre. Elle suppose par exemple que les facteurs soient substituables, ce qui rentre en contradiction avec des analyses théoriques "classiques" ou "post- keynésiennes"². L'intérêt de cette forme canonique est qu'elle autorise une procédure empirique de recherche du modèle de croissance qui reproduit bien les données. Cette procédure s'inspire de la méthode de Hendry (voir Gujarati (1995)) qui s'intitule "Du général au spécifique" qui consiste, grossièrement, et comme son nom l'indique, à partir d'une formulation générale d'un modèle qui incluerait un grand nombre de variables explicatives pour parvenir, à l'aide de tests de nullité de coefficients, à une sélection du "bon" modèle. Cependant nous ne reproduisons dans cet article que la dernière phase de cette recherche empirique et non la phase préliminaire de "tâtonnement" progressif. Cette dernière phase consiste à comparer deux modèles de croissance dont les variables explicatives déterminent significativement la croissance turque sur la période étudiée.

Comme le souligne Insel (2001), la Turquie a connu ces dernières années une croissance si instable qu'il est difficile de conclure à un accroissement du revenu par tête. Néanmoins, bien qu'elle soit de faible ampleur, une tendance à la hausse semble se dessiner sur la période plus courte que nous avons étudiée (voir M. et B. Dupont (1997)). A quels facteurs peut-on l'attribuer ?

Après avoir introduit la "forme canonique" dans la section II, nous présentons les données empiriques, puis expliquons notre construction du résidu de Solow. Deux modèles sont identifiés empiriquement. Des tests de comparaison sont ensuite élaborés. La conclusion apporte des éléments d'interprétation de nos résultats.

¹ Voir Easterley (2001) pour une discussion plus détaillée de l'argument.

² Sur ce plan, notre travail diffère de l'approche kaldorienne développée par Akerçay-Gürbüz (2002) dans le même ouvrage, même si la préoccupation d'endogénéiser les facteurs de croissance est commune.

2. Le modèle canonique

Une manière d'appréhender de manière synthétique le problème est de considérer en toute généralité un facteur X_t , dont on pense qu'il contribue à la production à côté des deux autres facteurs de production (le capital et le travail) :

$$Y_t = K_t^\alpha L_t^\beta X_t^\nu \quad (\text{équation 1})$$

Cette relation s'écrit en logarithme népérien :

$$\ln(Y_t) = \alpha \ln(K_t) + \beta \ln(L_t) + \nu \ln(X_t) \quad (\text{équation 1'})$$

Ce facteur X est produit et accumulé et son évolution est régie par une équation du type :

$$\dot{X}_t = K_t^\lambda L_t^\mu X_t^\phi \quad (\text{équation 2})$$

Cette forme permet d'identifier, selon les valeurs des paramètres et les variables considérées, différents modèles de croissance, aussi bien endogène (par exemple avec $\lambda = \mu = 0$ et $\phi = 1$) qu'exogène³. Considérons deux exemples. Le modèle de Barro (1990) est obtenu en interprétant le facteur X comme le capital ou les dépenses publiques ($X_t = G_t$), avec des rendements d'échelle croissants ($\alpha + \beta + \nu > 1$). Un autre exemple est donné par le modèle de Romer, Mankiw et Weil (1992), qui enrichit le modèle de Solow en incluant le capital humain comme facteur de production (dans ce cas $X_t = H_t$ s'interprète comme le capital humain et $\alpha + \beta + \nu = 1$).

3. Les données

Nous avons utilisé plusieurs sources de données. La plupart d'entre elles proviennent de l'Institut Statistique de l'Etat turc (DIE). Les données sont annuelles et exprimées en prix de 1988.

Production: P.I.B. (1963-1995) DIE

Population active: (Tuncer Bulutay 1995) (1963-87) pour les années suivantes 1988 DIE,

Population au travail: (DIE) (1960-1995),

Stock de capital agrégé: construit par Maraslioglu et Tiktik (1991) pour les années 1968-1993 (voir aussi Güncavdi (1996) (1963-67)) avec un déflateur spécifique pour le capital, nous avons terminé la construction de cette série pour les deux dernières années (1994-1995) en utilisant les séries agrégées d'investissement (DIE) en retenant un taux de dépréciation du capital de ($\delta = 8\%$) et en utilisant la formule $K_t = (1-\delta)K_{t-1} + I_t$.

Salaires: (DIE) (1960-1995)

Taux d'intérêt: la série du taux d'intérêt réel a été construit par Taskin et Yeldan (1996) pour les années 1980 à 1990, comme la différence entre le taux d'intérêt des dépôts annuels et le taux d'inflation réalisé calculé à partir de l'indice des prix à la consommation. (1960-1995). Nous l'avons complété en la calculant de la même manière.

Dépenses gouvernementales civiles: (DIE) dépenses de fonctionnement et militaires (1980-1995) calculées par Senesen Gülay Günlük 1998,

Les taux d'utilisation des capacités productives: (DIE) (1978-1995).

Nombres de professeurs et d'écoles: (DIE) (1960-1995).

³ Cf Jacques et Rebeyrol (2001) chapitre 7.

4. Les méthodes

Notre approche consiste à identifier les déterminants empiriques d'un résidu de Solow préalablement construit. Nous avons construit le résidu de Solow à partir des moyennes des parts des rémunérations du travail et du capital. Mais au lieu que ces parts des rémunérations soient construites de façon que leur somme soit égale à un, elles ont été élaborées indépendamment l'une de l'autre. Nous avons ensuite cherché les déterminants de ce résidu.

Première étape: construction d'un résidu de Solow

En ce qui concerne les élasticités du produit par rapport au travail et au capital dans le PIB, nous avons pris les moyennes des parts observées sur la période⁴. Les parts observées historiquement ont été régressées économétriquement sur une constante en utilisant une correction de White pour corriger de l'hétéroscédasticité.

La part moyenne des salaires est très faible, puisqu'elle est égale à 0.26, avec un écart type de 0.009. La part du capital est égale à 0.27 avec un écart type de 0.06. Autrement dit la somme des élasticités fait à peine 0.53. Cela signifie qu'il existe un ou plusieurs facteurs de production cachés dont on n'a pas tenu compte, qui peuvent jouer ou non le rôle d'une externalité. Ce sont ces facteurs que l'on cherche à identifier. Par exemple dans leur article de 1992, Romer, Mankiw et Weil évaluent approximativement les élasticités à $\alpha=0.35$ et $\beta=0.40$, ce qui est comparable à nos résultats, et assimilent le facteur manquant au capital humain.

Le résidu de Solow que nous avons construit est donc égal :

$$RS_t = \log(Y_t) - 0.27 * \log(K_t) - 0.26 * \log(L_t)$$

Il n'est donc pas identifiable au résidu de Solow *stricto sensu* que l'on construit traditionnellement dans la littérature dans laquelle la somme des parts du travail et du capital est exactement égale à 1 (voir Piketty (2001) pages 39 et 40 pour la construction de ces parts dans la comptabilité nationale).

Une comparaison avec les équations (1') et (2) montre que notre travail empirique consiste à identifier empiriquement la variable X_t telle que $RS_t = v \ln(X_t)$. Or il peut exister plusieurs variables X_{it} ayant leur propre loi d'évolution (2). Auquel cas la variable RS_t serait une combinaison linéaire des différentes variables $\ln(X_{it})$ dont les coefficients s'interpréteraient comme les élasticités de la production par rapport aux différents X_{it} . Les résultats empiriques obtenus dans cet article confirment la présence de plusieurs X_{it} comme nous allons le voir.

Deuxième étape: caractérisation de la dynamique des variables

Nous avons testé si les variables étaient stationnaires ou si elles étaient intégrées d'ordre 1 (I(0) vs I(1)) en utilisant les tests de Phillips-Perron (1988). Nous avons trouvé que toutes les

⁴ Bien que la part des salaires ait beaucoup fluctué entre 1960 et 1995, sa moyenne est proche de sa valeur actuelle (2000). Nous avons aussi évalué cette part sur des données microéconomiques (à partir de bilans d'entreprises) et sectorielles, tout en obtenant des résultats très voisins. La part des salaires a chuté ces dernières années et particulièrement après les années 1980. La part des salaires au début des années 1990 est plus faible que dans les années 1960. Aussi nous avons aussi utilisé une formulation CES pour estimer les parts (puisque cette fonction de production autorise une variabilité des parts). Les résultats, non présentés ici, ne diffèrent pas des résultats obtenus avec une Cobb-Douglas. Nous avons également effectué le même travail en corrigeant la part du travail dans le produit : nous l'avons en effet augmentée en intégrant les revenus des artisans qui sont intégrés traditionnellement par les comptes nationaux dans les revenus du capital. La part du revenu total consacrée au travail est ainsi proche de 40 %. Les résultats obtenus sont conformes à ceux obtenus ici.

séries suivaient une dynamique non stationnaire : les séries sont intégrées d'ordre 1. Cependant, selon les tests réalisés, il n'existerait pas de relation de long terme entre elles. Nous avons donc utilisé les variables en différence.

Troisième étape: identification des autres facteurs de croissance

Après une phase purement exploratoire, qui consiste en une sélection de variables⁵ et de tests de nullité de coefficients nous avons polarisé notre attention sur deux modèles : le premier dans lequel ressortent uniquement les dépenses publiques (civiles et militaires), le second dans lequel le capital humain et le travail informel jouent conjointement un rôle significatif.

Dans le premier modèle les deux variables intéressantes sont les dépenses civiles et les dépenses militaires.

Le second modèle est d'un intérêt particulier car la faible part du travail que nous avons trouvée doit faire spontanément penser au travail informel. En outre, il est important de calculer la part du capital humain dans la croissance. Malheureusement la construction de proxis pour ces variables est toujours très délicate. En ce qui concerne le capital humain, nous avons construit une variable d'investissement en capital humain à l'aide de la technique des "composantes principales". La série construite utilise le nombre de professeurs et d'écoles à chaque étape du processus éducatif. En ce qui concerne le travail informel, nous avons approximé la taille du secteur informel par le nombre déclaré de chômeurs. L'absence d'un système d'allocations chômage pour la période couverte par l'étude constitue la motivation principale d'un tel choix.

Dans les deux modèles nous intégrons en outre le taux d'utilisation des capacités productives, qui semble jouer un rôle important dans la dynamique. En fait le taux d'utilisation des capacités varie au cours du cycle et les fluctuations du résidu de Solow peuvent simplement refléter ce phénomène. Afin de séparer l'influence des effets de court terme de celle des effets de long terme, nous avons intégré ce taux dans l'ensemble des variables explicatives.

Le problème principal de l'estimation est la présence d'un biais d'endogénéité. Considérons en effet l'équation (2'), dans laquelle les variables explicatives et le résidu de Solow sont pris en différence ($\ln(X_t) - \ln(X_{t-1})$ et $RS_t - RS_{t-1}$) à cause de la présence d'une racine unitaire :

$$RS_t - RS_{t-1} = v(\ln(X_t) - \ln(X_{t-1})) + \varepsilon_{2t} \approx v \dot{X}_t + \varepsilon_{2t} = v(K_t^\lambda L_t^\mu X_t^\phi) + \varepsilon_{2t} \quad (\text{équation 2'})$$

Les variables explicatives peuvent être corrélés avec le résidu de la régression ε_{2t} de cette équation (2'). Pourquoi ? Le résidu de cette équation, ε_{2t} , peut être corrélé au résidu de l'équation (1''), ε_{1t} :

$$\ln(Y_t) = \alpha \ln(K_t) + \beta \ln(L_t) + RS_t + \varepsilon_{1t} \quad (\text{équation 1''})$$

En conséquence ε_{2t} serait corrélé avec $\ln(Y_t)$, donc avec Y_t et ses déterminants, dont X_t fait partie. ($\ln(X_t) - \ln(X_{t-1})$) serait alors corrélé avec ε_{2t} , ce qui induit un biais d'endogénéité.

C'est la raison pour laquelle nous avons utilisé les doubles moindres carrés en utilisant des variables instrumentales pour estimer l'équation (2') dont les résultats sont reproduits à la page suivante. Les variables instrumentales utilisées sont les variables endogènes retardées et les dépenses militaires.

⁵ Nous avons testé l'influence du degré d'ouverture de l'économie sur la croissance, ainsi que celle des dépenses de santé. Les résultats étaient négatifs.

5. Les résultats

TABLE . RESULTAT DES ESTIMATIONS

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5
Dcapa	0,2860 (2,43)	0,3461 (2,41)	0,0325 (1,153)	0,2779 (1,5561)	0,3269 (3,2895)
Ddmil	0,2179 (2,011)		0,2515 (1,016)		0,1667 (1,6802)
Ddcivil	0,2744 (2,175)		0,3031 (1,3030)		0,3658 (3,0773)
Dunemp		0,1272 (1,85)		0,0759 (0,668)	0,0110 (0,1871)
Deduc		0,2094 (2,71)		0,1389 (0,9329)	-0,0115 (-0,1409)
Ressf1 (J-test)				0,5636 (0,523)	
Ressf2 (J-test)			0,7692 (-0,1571)		
Jarque-Bera (prob)	0,68	0,58	0,86	0,64	0,69
R ² adj.	0,7710	0,5337	0,7009	0,6555	0,780
F	6.56	8,93	3.35	8,1960	11,07
Breusch- Godfrey test de correlation (prob)	0.39	0.09	0,170	0,0625	0.053
Liste des variables instrumental es	Constante Ddmil(-1,- 2,-3)	Constante Ddmil(-1,- 2) Dunemp(- 1,-2) Deduc(-1,- 2)	Constante Ddmil(-1,- 2,-3)	Constante Ddmil(-1,- 2) Dunemp(- 1,-2) Deduc(-1,- 2)	Constante ddmil(-1,- 2,-3) dunemp(-1,- 2) deduc(-1,-2)

Les nombres entre parenthèses sous les coefficients sont les students.

Les nombres négatifs dans la listes des variables instrumentales indiquent les retards.

Les seuils des student à 10% sont 1.78 (pour 12 degrés de liberté), 1.79 (pour 11 degrés de liberté) et 1.81 (pour 10 degrés de liberté).

“Prob” est la probabilité, sous l’hypothèse nulle testée, que la distribution de la statistique soit plus élevée que la valeur de la statistique effectivement calculée. Si cette valeur est plus grande que 0.05 on peut accepter l’hypothèse nulle au seuil de risque de 5%.

La dénomination des séries est la suivante :

dcapa est le logarithme du taux d'utilisation pris en différence.

ddmil est le logarithme des dépenses militaires pris en différence.

ddcivil est le logarithme des dépenses civiles pris en différence.

dunemp est le logarithme du nombre de chômeurs pris en différence.

deduc est le proxy de la variable d'éducation pris en différence.

Le modèle 1 est le modèle avec dépenses publiques. Le modèle 2 est le modèle avec travail informel et capital humain. Etant donné le degré de liberté, il est nécessaire de tester la normalité des résidus afin de faire de l'inférence statistique. Le test de normalité des résidus se réalise avec le test de Jarque et Bera, cette hypothèse est acceptée. Les tests de nullité de présence d'auto-corrélation des résidus (test de Breusch-Godfrey) conduisent à accepter la nullité de cette hypothèse au seuil de 5%.

La qualité de l'estimation des modèles 1 et 2, telle qu'elle se reflète dans les coefficients de Student, est à peu près équivalente. Il est donc nécessaire de poursuivre plus loin l'investigation. Selon Harvey (1990) et Gujarati (1995), il y a grossièrement deux approches pour tester des modèles qui, comme les nôtres, ne sont pas emboîtés l'un dans l'autre (ce qui veut dire que nos deux modèles ne reposant pas sur les mêmes variables explicatives, aucun des deux n'est une simple extension de l'autre).

La première approche (qualifiée de "discriminante") repose sur la comparaison de critères d'ajustement. Nous utilisons ici deux critères : le R2 et "la moyenne des erreurs de prévision à un pas" en estimant le modèle de manière récursive de la période 1980-1990 à la période 1980-1994 (donc 5 estimations économétriques et 5 prévisions : la première prévision porte sur la croissance de l'année 1991 et la dernière sur la croissance de l'année 1995). La seconde approche (qualifiée "d'approche de discernement") repose sur le principe selon lequel un modèle est meilleur qu'un autre si la prévision de la variable endogène tirée de ce modèle permet d'améliorer significativement la prévision tirée du second. Ceci se réalise en utilisant le J-test de Davidson-MacKinnon (1993). Il est aussi possible de construire un sur-modèle qui contient toutes les variables explicatives, le modèle dont les variables apparaissent significativement dans ce sur-modèle est considéré "meilleur" que l'autre.

Les résultats sont contenus dans le tableau précédent. Le modèle 3 est le modèle 1 dans lequel l'on inclut la prévision du modèle 2 (variable ressf2) dans l'ensemble des régresseurs. Le modèle 4 est le modèle 2 dans lequel l'on inclut la prévision du modèle 1 (variable ressf1) dans l'ensemble des régresseurs. Le J-test n'est pas concluant : les prévisions basées sur l'un des modèles n'apportent rien à l'autre, en termes d'amélioration des estimations. Donc les deux modèles sont équivalents. Cependant le F-test effectué à partir de la construction d'un sur-modèle (modèle 5) incluant toutes les variables montre que les coefficients associés aux dépenses publiques, et seulement eux, sont significatifs. Cependant on peut apporter une réserve concernant ce sur-modèle. Un grand nombre de variables perdent de leur significativité indiquant une probable co-linéarité des variables explicatives.

Si l'on considère les résultats de « l'approche discriminante », le R2 du modèle 1 est plus élevé que celui du modèle 2, il est donc plus explicatif. En outre si l'on considère la moyenne des erreurs de prévision à un pas, cette moyenne est égale à 0,000369 avec le modèle des dépenses publiques contre 0,000996 avec l'autre modèle. Nous privilégions donc, sur la base des résultats statistiques, le premier modèle comme représentation de la croissance turque pour les années 1980-1995.

Conclusion

Nous avons tenté d'identifier les déterminants de la croissance turque à partir de la construction d'un résidu de Solow. Pour cela, nous avons estimé les parts moyennes des revenus du travail et du capital pour évaluer les élasticités de la fonction de production à ces facteurs. Nous avons suivi en cela la pratique commune qui revient à supposer des marchés concurrentiels et à identifier les taux de rémunération des facteurs à leur productivité marginale. L'estimation *indépendante* des parts du travail et du capital donne un résultat global de 0.53, c'est-à-dire très inférieur à un. Ce résultat, qui incite à la recherche d'autres facteurs de croissance, provient essentiellement de la part très faible des salaires (0.26, alors que l'estimation traditionnelle se situe aux environs de deux tiers, cf. Piketty 2001).

Deux modèles concurrents sont alors comparés: dans le premier, ce sont les dépenses publiques, tant civiles que militaires, qui apparaissent déterminantes, tandis que dans le second ce sont le travail informel et le capital humain qui sont conjointement explicatifs. Les tests réalisés pour comparer ces deux modèles concluent en faveur du modèle de dépenses publiques.

Dans ce modèle de dépenses publiques, les élasticités du produit que nous avons trouvées sont de 0.27 par rapport aux dépenses civiles et de 0.22 par rapport aux dépenses militaires. Jointes aux élasticités que nous avons obtenues par rapport au travail (0.26) et au capital (0.27), le total fait donc approximativement 1 en sorte que nous obtenons, contrairement à ce qui se passe dans le modèle de Barro (1990), des rendements d'échelle constants.

Ce résultat appelle néanmoins plusieurs réserves sérieuses. Il est pour le moins étonnant de constater que les dépenses civiles et militaires ont une productivité marginale, nette des dépenses occasionnées, très élevée sans rapport avec les performances de l'économie turque de ces dernières années: 240% pour les dépenses civiles et 633% pour les dépenses militaires⁶. Or la dette a explosé à cause d'un déficit public très important (11,1% du PNB en 2000) essentiellement lié à la charge de la dette elle-même (paiements des intérêts; voir Gürsel et Levent (2001)). Si le paiement des intérêts nominaux qui avoisinent les 100% (40% en termes réels en 2001) justifiaient un maintien à un niveau élevé, voire une hausse, des dépenses publiques à cause de leur prétendue productivité, la Turquie n'aurait pas eu besoin de l'aide financière du FMI de ces deux dernières années!

On doit alors s'interroger sur l'origine de ces résultats aberrants en formulant quatre remarques. La première doit être faite à partir des écart-types des paramètres estimés. Les écart-types respectifs des élasticités de la production par rapport aux dépenses civiles et militaires sont égaux à 0.12 et 0.11. La construction de deux intervalles de confiance au seuil de 10% montre que les bornes inférieures de ces intervalles pour les paramètres d'élasticité sont respectivement égales à 0.05 et 0.018. Ces deux valeurs induisent des valeurs de productivité nette toutes deux égales à -37%, c'est à dire des productivités négatives. On voit donc que la plage des valeurs statistiquement possibles est très large.

Ceci implique que les rendements d'échelle peuvent être inférieurs à l'unité par rapport à ces seuls facteurs de production (capital, travail, dépenses civiles et militaires). On est en droit alors de s'interroger sur la présence d'autres variables comme facteurs de production qui sont

⁶ Comme la fonction est Cobb-Douglas, la productivité marginale du facteur X est égale à $v \frac{Y}{X}$.

Or la part des dépenses publiques de fonctionnement est égale en moyenne à 8% du produit et celle des dépenses militaires correspond en moyenne à 3% du produit. On obtient donc comme productivités marginales brutes 3.4 (340%) pour les dépenses civiles et 7.33 (733%) pour les dépenses militaires. Si on enlève les dépenses marginales (non récupérables) on obtient les résultats du texte.

difficiles à identifier empiriquement. On pourrait alors penser à l'autre modèle (modèle 2) que nous avons rejeté sur une base statistique dans lequel l'investissement en capital humain et le travail informel seraient des facteurs de production. Mais les rendements à l'échelle dans ce cas sont toujours inférieurs à l'unité et on est en droit de s'interroger si le taux de chômage est un indicateur pertinent du travail informel.

La deuxième remarque est également d'ordre statistique. Deux problèmes statistiques habituels dont nous avons tenu compte peuvent être à l'origine d'une surestimation des paramètres d'élasticités (voir Hurlin (2000) chapitre 2 pour une revue de littérature empirique sur les estimations de ces élasticités). La première provient de la présence de biais d'endogénéité et la seconde est la présence d'une relation de cointégration entre les variables prises en niveau, et non en différence, impliquées dans la régression. Concernant le premier problème on doit reconnaître que le choix des instruments n'est pas neutre et que les estimations sont instables, si on considère d'autres instruments.

Concernant le deuxième problème on doit reconnaître également que les tests de cointégration sont conçus pour un grand nombre d'observations (voir Salanié (1998)). Par conséquent il est possible que l'on ait accepté à tort l'hypothèse de l'absence de cointégration entre les variables impliquées dans la régression.

La troisième remarque est relative à la construction du résidu de Solow. Il convient de rappeler que nous avons accepté l'idée que les facteurs étaient rémunérés à la productivité marginale, en utilisant la part de leurs rémunérations pour évaluer les élasticités de la fonction de production. La réactivité du produit aux dépenses publiques a été analysée en supposant que l'action de ces dépenses passait complètement par des effets d'offre. Mais bien sûr, si l'on rejette l'hypothèse de marchés concurrentiels, alors les chocs de demande peuvent fortement affecter le résidu de Solow tel que nous l'avons construit. La corrélation entre les dépenses publiques et le résidu de Solow peut aussi s'expliquer par des effets de demande (cf. Schubert (1996) chapitre VI ou encore Hurlin et Portier (1996)).

L'ultime remarque et non la moindre a trait à une erreur de spécification de la fonction de production ou, ce qui est encore plus radical, à une approche théorique erronée. Nous avons construit un modèle économétrique qui nous a permis une comparaison de modèles, qui reposent tous cependant sur une représentation Cobb-Douglas de la fonction de production agrégée. Cependant il est possible que la forme de cette fonction soit plutôt de type CES. On peut également s'interroger sur une formalisation agrégée et non sectorielle des phénomènes de croissance en Turquie, pays dans lequel le secteur agricole a une part importante en termes de production (près de 15 % du PNB en 1995 selon le DIE) mais surtout en termes de population active (près de 50% en 1995 selon le DIE). Une recherche des déterminants de la croissance turque devrait peut-être prendre en compte ces spécificités via une analyse multi-sectorielle. Ce qui peut faire l'objet de recherches futures.

REFERENCES

- AGHION, P. , P.HOWITT (1998) ``*Endogenous Growth Theory*'' MIT Press, Cambridge
- AKARCA Y-GURBUZ, A. (2002) ``Les lois de Kaldor: une application au secteur manufacturier privé turc'' dans cet ouvrage.
- AKYUZ, Y. (1990), "Financial System and Policies in Turkey in the 1980's", In T. Aricanli and D. Rodrik, eds., *The Political Economy of Turkey: Debt, Adjustment, Sustainability*, Houndmills, United Kingdom, Macmillan Press.
- BARRO R. J. et SALA I MARTIN X. (1995) ``*Economic Growth*'' , MacGraw-Hill.
- BARRO R.J. (1990) ``Government Spending in a simple Model of Endogenous Growth'' *Journal of Political Economy*, 98(5), part 2, pp.103-125.
- BAYSAN T., C. BLITZER (1991), "Liberalizing Foreign Trade: Turkey", in *liberalizing Foreign Trade Vol. 6-The experience of New Zealand, Spain and Turkey*, Blackwell,1991, pp. 263-405
- DAVIDSON, R., J. G. MAC KINNON (1993) *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press.
- DUPONT, M. Et B. (1997) ``Une étude kaldorienne de la croissance en Turquie'' *Revue des sciences sociales de Galatasaray*.
- DURLAUF S. QUAH D. ``*The New Empirics of Economic Growth* `` NBER working paper 6422, February 1998
- EASTERLEY W., (2001), "The Elusive Quest for Growth Economists: Adventures et Misadventures in the Tropics", MIT press
- ERSEL, H. (1998) "Liberalization Experience After the 1980", Paper presented ertc/METU Conference on Economics, Ankara, September 1998 (in Turkish).
- GOKCE, D. (1993), "The Political Economy of Financial Liberalization in Turkey", In Y. Asikoglu and H. Ersel, eds., *Financial Liberalization in Turkey*, Ankara, Turkey, CBT
- GREENE, W.H. (1997) ``Econometric Analysis'' Prentice hall int., 3d ed.
- GUJARATI (1995) ``Basic Econometrics'' Mac Graw Hill, 3d ed.,chap 14
- GUNLUK-SENESEN, Gulay (1998), "Measuring the Extent of Defence Expenditure : The Turkish Case", ertc/METU International Conference on Economics, Ankara September 9-12, 1998.
- GUNCAVDI, O (1996), *Financial Factors in the Determination of Private Fixed Capital Accumulation: Theory and Evidence from the Turkish Economy*, Unpublished Doctoral Thesis, University of Nottingham, United Kingdom.
- GUNCAVDI, O., H. LEVENT, B. ULENGIN (1999), "Financial Structure of the ISE's Firm" Istanbul, Turkey, Turkish Bank Union (in Turkish).
- GÜRSEL, S et H. LEVENT (2001) ``Les principales caractéristiques du marché de travail turc dans une perspectives d'immigration-émigration'' document de travail de l'Université de Galatasaray.
- HURLIN, C. (2000) ``*La contribution productive des infrastructures: analyses positives et normatives*'' , Thèse de doctorat de l'Université Paris I
- HURLIN, C et F. PORTIER (1996) ``Le partage de la valeur ajoutée dans le cycle: quelques pistes de modélisation en équilibre général'' *Economie et Prévision*, n°125, vol (4).

INSEL, A. (2001) "La Turquie à l'horizon 2020" Intervention au colloque "Ce qui a changé en Turquie depuis 20 ans" à l'UNESCO Paris, décembre 2001.

HARVEY, A., (1990) "The Econometric Analysis of Time Series" MIT press 2d ed., Cambridge Mass, chap5

JACQUES, J.F. et A. REBEYROL, A. (2001) "Croissance et fluctuations: analyse macroéconomique de la croissance" Chapitre 7, Dunod.

LUCAS, R. (1988) "On the Mechanics of Economic Development" Journal of Monetary Economics 22(3) : 3-42, June

OZMUCUR S. (1989) "Productivity and Growth in Turkish Manufacturing and Implications for Macroeconomic Instability" research paper Bogazigi universitesi

MANKIW, N., ROMER, D. D. WEIL (1992) "A Contribution to the Empirics of Economic Growth" Quarterly Journal of Economics, 107(2) :407-437 May

MARASLIOGLU, H. and A. TIKTIK (1991), "Sectoral Development of the Turkish Economy: Production, Capital Accumulation and Employment (1968 – 1988)" *State Planning Organization Working Papers*, SPO 2271-IPB: 428 (in Turkish).

PIKETTY, T., (2001) "L'économie des inégalités" Repère, la Découverte.

RAY D. (1998) "Development Economics" Princeton University press, Princeton.

RODRIG, D. (1990), "Some Policy Dilemmas in Turkish Macroeconomic Management", In T. Aricanli and D. Rodrik, eds., *The Political Economy of Turkey: Debt, Adjustment, Sustainability*, Houndmills, United Kingdom, Macmillan Press.

SALANIE, B. (1998) "Guide pratique des séries non-stationnaires" document de travail de la "Direction des Etudes et Synthèses Economiques".

SOLOW, R.M. (2000) "Growth Theory: An Exposition" Oxford University Press. Second edition.

SCHUBERT, K. (1996) "Macroéconomie: comportements et Croissance", Vuibert.

TASKIN F. et E. YELDAN (1996) "Export expansion, capital accumulation and distribution in Turkish manufacturing 1980-1990" in Togan S. Et V.N. Balasubramanyan eds. "The economy of Turkey since liberalization". MacMillan Press, London.

UYGUR, E. (1993) "Financial Liberalization and Economic Performance in Turkey", In Y. Asikoglu and H. Ersel, eds., *Financial Liberalization in Turkey*, Ankara, Turkey, CBT

WIJNBERGEN S., R. ANAN, A. CHHIBBER, R. ROCHA (1992), *External Debt, Fiscal Policy, and Sustainable Growth in Turkey*, Baltimore, USA, John Hopkins University Press.