

Consommation privée et endettement public en Italie et en Belgique : existe-t-il une relation stable ? *

Giuseppe Nicoletti,

Département d'économie et statistique, OCDE.

Selon l'hypothèse dite de l'« équivalence ricardienne », les consommateurs tiennent compte, dans leurs décisions présentes de consommation et d'épargne, des impôts qu'ils devront acquitter dans le futur, notamment pour assurer le service de la dette publique actuelle — on parle alors d'« actualisation de l'impôt » ; dès lors, le mode de financement des dépenses publiques est sans conséquences quant à l'activité économique : l'épargne nationale, somme de l'épargne privée et de l'épargne publique — qui n'est autre que le surplus budgétaire — est alors insensible au déficit public. Le présent article cherche à évaluer la pertinence empirique de cette hypothèse à partir des données de deux pays — l'Italie et la Belgique — qui ont connu des évolutions très marquantes du déficit public et dans lesquels on observait, à la fin des années quatre-vingt, des niveaux élevés d'endettement public. Les résultats suggèrent que, lorsque la corrélation positive entre déficit budgétaire et épargne privée est présente, elle est liée à l'ajustement de court terme de la consommation à son niveau d'équilibre. En outre, il semble que la relation entre dette et déficit publics d'une part, et consommation privée de l'autre, ne soit pas nécessairement stable dans le temps : les résultats obtenus pour la Belgique indiquent que les ruptures de tendance dans les politiques de financement induisent des variations de l'effet d'actualisation de l'impôt, un effet ricardien important n'est décelable que lorsque les politiques engendrent une dynamique instable de la dette publique, autrement dit lorsqu'elles deviennent clairement insoutenables.

Depuis une vingtaine d'années, les anciennes certitudes concernant les conséquences de l'endettement public sur l'épargne privée ont été ébranlées tant par les développements de la théorie économique que

* Cet article est une version revue et abrégée de « Consumption and government debt in high deficit countries : is tax-discounting stable over time ? », présenté au Cinquième Congrès Annuel de la European Economic Association, Lisbonne, 31 août-2 septembre 1990. Les opinions exprimées ici sont celles de l'auteur ; elles n'engagent ni l'OCDE, ni l'OFCE.

par l'observation des évolutions des principales économies industrialisées. Le débat entre économistes s'est polarisé principalement sur l'opposition entre une vision « traditionnelle » et une vision « ricardienne ». Selon la conception traditionnelle, les déficits publics stimulent la demande globale et dépriment l'épargne nationale : la désépargne publique n'affecte pas le comportement d'épargne privée ; à terme, ceci risque d'entraîner une éviction de l'investissement. Dans l'optique ricardienne, on considère que l'épargne nationale et l'activité économique sont largement indépendantes de la manière dont le gouvernement finance ses dépenses : un déficit budgétaire engendrera l'épargne privée nécessaire à absorber le surcroît de dette publique, en laissant inchangée la demande globale et l'épargne nationale ; les agents privés, anticipant qu'il leur faudra payer, dans le futur, davantage d'impôts pour assurer le service de cette dette publique additionnelle, décident d'épargner dès à présent pour y faire face. La validité de la thèse ricardienne dépend donc de la mesure dans laquelle les consommateurs tiennent compte des impôts futurs qui seront nécessaires pour assurer le service des accroissements courants de la dette publique, comportement d'anticipation que l'on qualifie d'« actualisation de l'impôt ».

De nombreuses études ont tenté de valider l'une ou l'autre de ces deux approches en analysant les effets de l'endettement et du déficit publics sur la consommation privée ⁽¹⁾. Dans bon nombre d'analyses empiriques, une modélisation générale de la consommation, dans laquelle un paramètre unique, que l'on estime, synthétise l'effet d'actualisation de l'impôt, permet de confronter les deux approches. Généralement, ces études empiriques supposent que l'effet d'actualisation de l'impôt est la conséquence de caractéristiques stables et permanentes des préférences des consommateurs, telles que l'altruisme ou l'égoïsme intergénérationnels. L'objet de la présente étude est de montrer que l'effet d'actualisation de l'impôt peut découler au contraire de facteurs contingents, tels que la modification des politiques de financement du budget de l'Etat. En utilisant les données de consommation totale et de consommation de biens non durables sur la période 1953-1987 pour l'Italie et la Belgique, nous montrons que les estimations d'importants effets d'actualisation de l'impôt dans ces deux pays sont essentiellement liées aux déterminants de court terme de la fonction de consommation. Plus encore, ces effets tendent à apparaître uniquement lors de brusques changements dans l'évolution de la dette et du déficit publics. Nos résultats suggèrent que les modifications dans les politiques d'endettement public peuvent affecter considérablement la relation entre le déficit public et l'épargne privée.

Dans une précédente étude portant sur la consommation agrégée dans huit pays de l'OCDE (Nicoletti, 1988b), nous avons avancé l'hypothèse que l'intensité de l'effet d'actualisation de l'impôt s'accroît lorsque la politique budgétaire suit une évolution insoutenable. Le phénomène d'actualisation de l'impôt observable dans ces pays est reproduit

(1) Un tour d'horizon de la littérature relative à ce sujet se trouve dans Bernheim (1987).

dans le tableau 1. Pour chaque pays, le tableau indique les estimations du paramètre d'actualisation de l'impôt ainsi que la moyenne observée du ratio dette/PNB, qui est un indicateur de la situation budgétaire au cours de la période. Le tableau montre que, à l'exception de la France et du Royaume-Uni, l'importance du paramètre d'actualisation de l'impôt semble être partout liée au niveau du ratio d'endettement. Ainsi, d'importants effets d'actualisation de l'impôt ont pu être mis en évidence dans des pays tels que l'Italie et la Belgique où les gouvernements ont eu largement recours à l'endettement au cours de la période étudiée.

1. Actualisation de l'impôt et dette publique : résultats d'une comparaison internationale

Pays	Valeur estimée du paramètre d'actualisation de l'impôt	Rapport dette publique/PNB (moyenne sur la période) ^(a)
Belgique	1,0	0,8
Italie	1,0	0,6
France	0,5 ^(b)	0,2
Etats-Unis	0,25	0,4
Canada	0,25	0,2
Japon	0,25	0,1
Royaume-Uni	0,0	0,4
Allemagne de l'Ouest	0,0	0,0

(a) 1960-1986

(b) Non significatif.

Source : Nicoletti (1988b).

L'apparente influence du niveau et de la dynamique du ratio d'endettement public (dette publique/PNB) sur l'ampleur de l'effet d'actualisation de l'impôt dans le comportement de consommation peut être expliquée de deux manières. En premier lieu, on peut supposer que, puisque les politiques qui mènent à un ratio dette/PNB explosif ne sont pas soutenables de manière permanente, l'horizon des politiques budgétaires se réduit à mesure que la dette publique devient incontrôla-

ble ; les consommateurs, anticipant des augmentations imminentes d'impôts ou des réductions dans les transferts publics, ont alors de bonnes raisons d'avoir des comportements ricardiens ⁽²⁾. En second lieu, il est raisonnable de penser que, lorsque le niveau de la dette est faible, le coût d'opportunité que les consommateurs subissent en ignorant le lien entre le financement courant de la dette et les impôts futurs est très faible, vraisemblablement inférieur au coût de collecte de l'information relative à la politique budgétaire actuelle et future ; au contraire, lorsque le niveau de la dette devient suffisamment élevé, le comportement des consommateurs peut devenir ricardien dans la mesure où le coût d'opportunité d'une telle ignorance s'accroît avec l'encours de la dette publique ⁽³⁾.

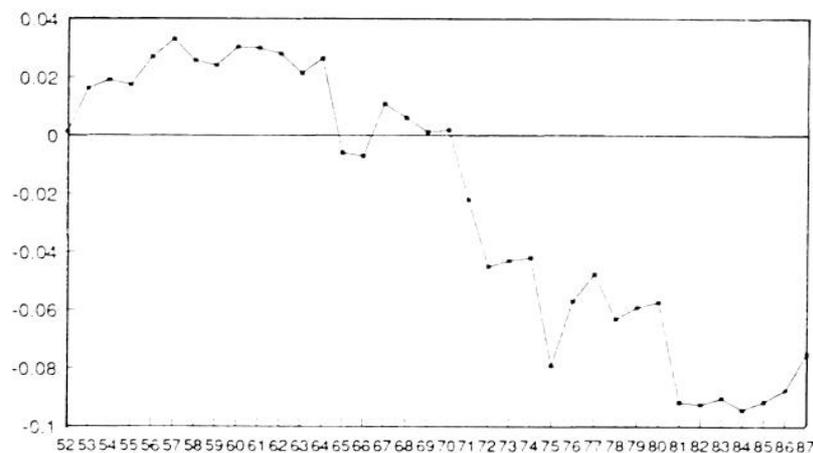
Toutes ces considérations suggèrent que la relation entre le mode de financement des dépenses publiques et l'épargne privée peut être plus complexe qu'il n'y paraît. D'une part, parce que les réactions des consommateurs aux politiques d'endettement public peuvent différer à court et à long terme : par exemple, les consommateurs, dont le comportement d'épargne serait conforme à l'hypothèse de « cycle de vie » — et qui, en situation d'équilibre, considèrent la dette publique comme une partie de leur patrimoine financier — pourraient ajuster temporairement leur épargne à la hausse s'ils anticipaient un renversement à court terme du mode de financement des dépenses publiques. D'autre part, parce que, si la soutenabilité des politiques d'endettement affecte la perception qu'ont les consommateurs des revenus liés à la détention de titres de la dette publique, la relation entre la consommation privée et l'endettement public peut être discontinuée et/ou non linéaire au cours du temps ; des changements imprévus dans les régimes de financement des dépenses publiques peuvent alors engendrer une instabilité dans l'estimation du paramètre d'actualisation de l'impôt et, en présence de situations économiques changeantes, des variables fiscales qui n'apparaissent pas déterminantes dans les décisions de consommation observées peuvent être néanmoins des composantes importantes du modèle théorique sous-jacent.

Dans cette étude, nous abordons ces problèmes de deux manières. Dans un premier temps, nous essayons de séparer les influences permanente et transitoire de l'endettement public sur la consommation agrégée. Pour cela, nous utilisons les techniques de cointégration de Engle et Granger (1987) et Phillips (1990) pour estimer à la fois la dynamique à court terme d'un modèle à correction d'erreurs et sa cible de long terme. Ensuite, nous analysons de manière explicite la relation entre l'actualisation de l'impôt et les politiques d'endettement public au cours du temps. Nous étudions la stabilité du paramètre d'actualisation de l'impôt et estimons une spécification à paramètres variables du modèle dynamique, dans laquelle les modifications des politiques de

(2) Ceci est d'autant plus vrai que l'accroissement de la dette publique comporte un changement dans le mode de financement du déficit, passant d'un régime où celui-ci est amorti par la croissance économique à un régime où le solde n'est assuré que par de nouvelles taxes, situation qui est susceptible d'intervenir lorsque les taux d'intérêt dépendent positivement de l'encours de la dette publique.

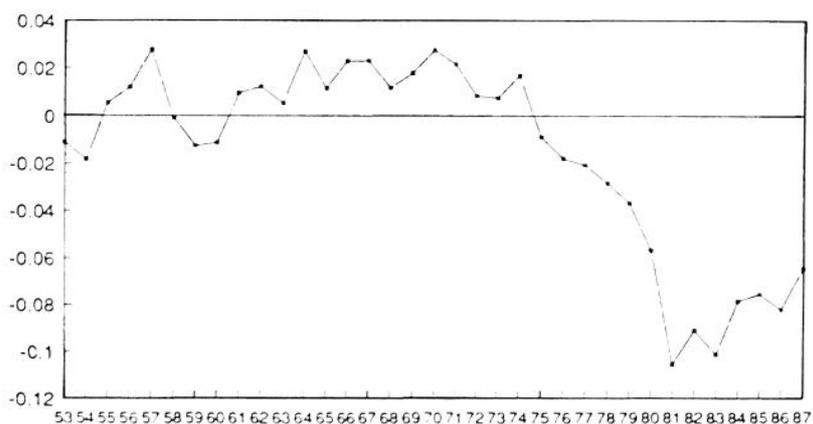
(3) Cet argument a été formellement analysé par Gruen (1988).

financement des dépenses publiques — représentées par le ratio d'endettement — affectent l'intensité avec laquelle les consommateurs actualisent les impôts futurs.



1. Epargne nette du secteur public, en pourcent du revenu national
a - Italie (1952-1987)

Source : OCDE, comptes nationaux.



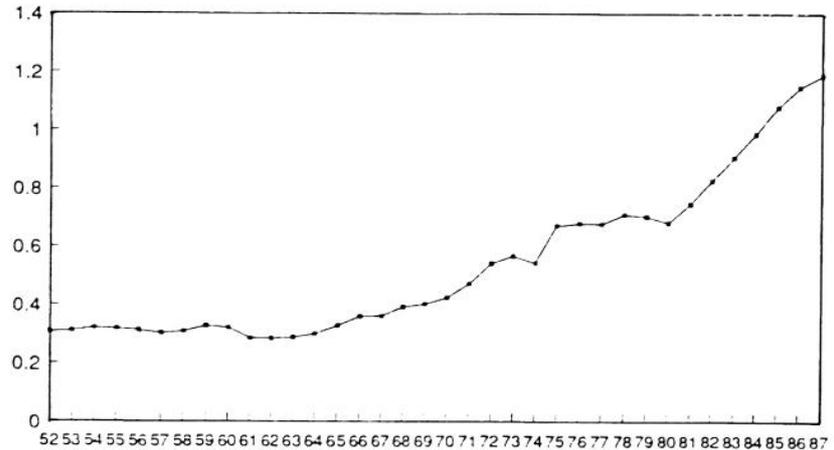
b - Belgique (1953-1987)

Source : Bureau du Plan, Bruxelles.

L'analyse empirique est limitée aux cas de l'Italie et de la Belgique. L'évolution historique dans ces pays est idéale pour tester l'existence d'un lien entre l'intensité de l'effet d'actualisation de l'impôt et le niveau et la dynamique de la dette publique. En effet, depuis la Seconde guerre mondiale, des périodes de stabilité relative de la politique budgétaire ont, dans ces deux pays, alterné avec des phases de profond déséquilibre budgétaire. Les graphiques 1, 2 et 3 présentent trois indicateurs des politiques d'endettement public ainsi que de leur soutenabilité à long terme : les ratios de dette et d'épargne publiques nettes (rapportées au revenu national) et l'écart entre le taux d'intérêt apparent sur la dette publique et le taux de croissance du revenu national ⁽⁴⁾.

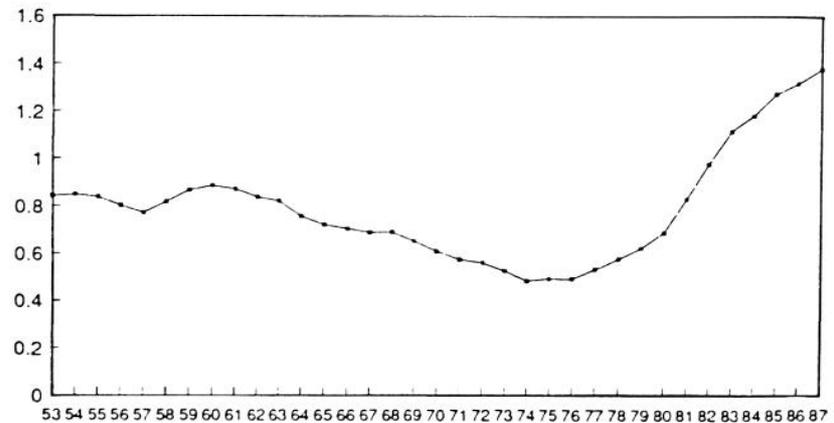
(4) Le taux d'intérêt moyen de la dette publique est calculé comme le ratio des intérêts nets versés par l'Etat sur l'encours de sa dette publique au début de chaque période.

2. Dette publique nette, en pourcent du revenu national a - Italie (1952-1987)



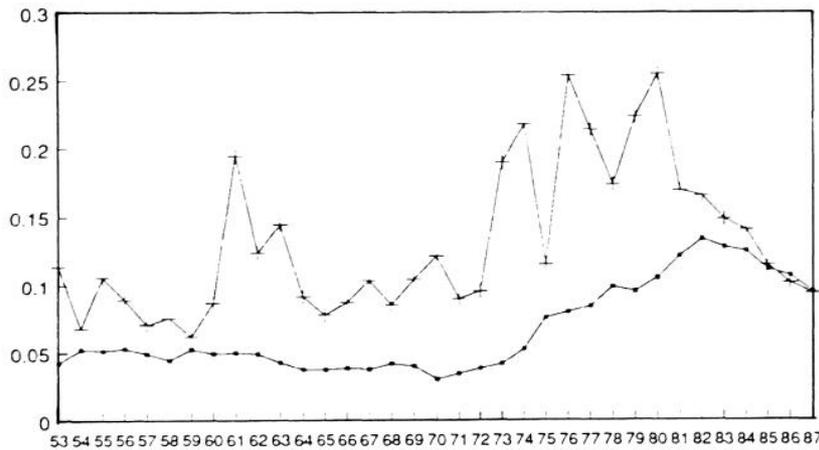
Source : OCDE, comptes nationaux.

b - Belgique (1953-1987)



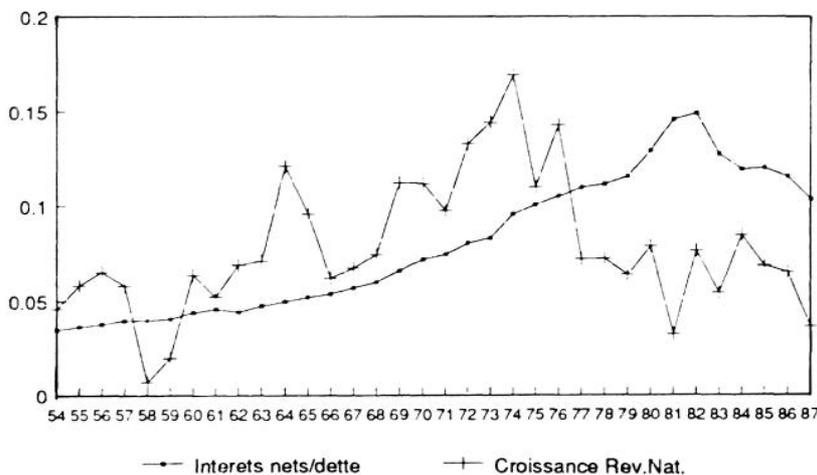
Source : Bureau du Plan, Bruxelles.

L'Italie et la Belgique ont atteint la fin des années quatre-vingt avec des niveaux élevés d'endettement public, d'importants déficits budgétaires et des écarts substantiels entre le taux d'intérêt et le taux de croissance. En Italie, dès 1964, sont apparus un déficit budgétaire chronique et une tendance ascendante du ratio d'endettement ; ces tendances ont persisté en dépit d'un écart positif entre le taux de croissance du revenu et le taux d'intérêt apparent sur la dette publique, ce qui traduit l'importance de la part du déficit primaire dans l'ensemble du déficit budgétaire. En Belgique, la politique budgétaire a donné lieu à des excédents et au déclin consécutif du ratio d'endettement sur une grande partie de la période considérée ; ce n'est qu'à partir de 1974 qu'une inversion dans l'évolution du solde budgétaire se manifeste, tandis que le ratio d'endettement ne commence à croître de manière sensible qu'à partir de 1978. C'est aussi à ce moment que l'écart entre le taux d'intérêt et le taux de croissance s'inverse pour devenir fortement positif. Au total, la Belgique présente la situation particulière d'un pays où la politique de financement du gouvernement s'écarte subitement d'une évolution tenable à la fin des années soixante-dix, alors que, dans le cas de l'Italie, cette tendance s'est manifestée bien plus tôt.



3. Taux d'intérêt apparent sur la dette publique et taux de croissance annuel du revenu national (en valeur)
a - Italie (1953-1987)

Source : OCDE, comptes nationaux.



b - Belgique (1954-1987)

—•— Interets nets/dette -+ Croissance Rev.Nat.

Source : Bureau du Plan, Bruxelles.

Dans la première section, nous présentons le modèle empirique de consommation ; dans la seconde, nous discutons les résultats des estimations ; enfin, une conclusion résume et interprète l'ensemble des résultats empiriques.

Un modèle de consommation avec effets ricardiens

La spécification de la consommation d'équilibre que nous utiliserons dans cette étude fait dépendre la consommation en volume par habitant, C , du revenu réel disponible par habitant, Y^d , de la richesse réelle financière et non financière, W , du taux d'intérêt réel, R , et du taux de

croissance du revenu réel par habitant, Y . En utilisant des minuscules pour les logarithmes des variables, ainsi que des chapeaux pour spécifier l'opérateur différence première, la version log-linéaire de la relation est la suivante :

$$c_t = a_0 + a_1 \cdot R_t + a_2 \cdot w_{t-1} + a_3 \cdot y_t^d + a_4 \cdot \hat{y}_t \quad (1)$$

L'équation (1) est compatible avec l'hypothèse de comportement de consommation type cycle de vie, après avoir déterminé les approximations appropriées des ressources totales du cycle de vie ⁽⁵⁾. En imposant la restriction d'homogénéité $a_2 + a_3 = 1$, la propension moyenne à consommer à l'équilibre (c/y^d) est constante tant que le taux d'intérêt réel et le taux de croissance du revenu restent inchangés. Dans les modèles issus de l'optimisation du comportement de consommation dans une économie en croissance, il est normal qu'à long terme, la propension moyenne à consommer dépende du taux d'intérêt réel et de la dynamique du revenu réel ⁽⁶⁾.

Un autre facteur dynamique important, parfois négligé dans les études empiriques de la consommation, est l'inflation. L'influence de l'inflation sur le volume de la consommation a été soulignée dans plusieurs explications théoriques et souvent mise en évidence de manière empirique ⁽⁷⁾. Dans cette étude, nous nous intéresserons plus particulièrement aux effets d'une mauvaise perception du revenu disponible réel ainsi qu'à la perte de pouvoir d'achat de la richesse financière. A cette fin, nous retenons une définition très générale du revenu disponible, qui englobe aussi bien la définition conventionnelle de la Comptabilité nationale, incluant notamment les paiements d'intérêts nominaux sur les actifs financiers reçus par les agents du secteur privé, qu'une mesure alternative, appelée « hicksienne », et qui ne retient que les paiements d'intérêts réels ⁽⁸⁾. Pour ce faire, on introduit un paramètre traduisant l'intensité de la correction que les agents opèrent sur leur revenu disponible pour tenir compte des effets de l'inflation. Par hypothèse, la valeur de ce paramètre, hc , est comprise entre 0 et 1. A zéro, la mesure conventionnelle du revenu disponible est correcte — c'est-à-

(5) Pour des spécifications similaires du comportement de consommation, voir, par exemple, Modigliani (1975,1986) et Hendry (1983).

(6) Bien que ces effets soient souvent ignorés dans les estimations de la fonction de consommation, il existe des raisons à la fois théoriques et empiriques de les inclure dans un modèle de consommation d'équilibre. Farrel (1970), Modigliani (1975,1986), Currie (1981), et Nickel (1985) étayent les effets théoriques des taux d'intérêt réels et du taux de croissance sur la consommation ; Modigliani (1970), Davidson et *alii* (1978), Feldstein (1980), et Graham (1987) estiment des équations de consommation avec le taux de croissance parmi les variables explicatives.

(7) On trouve, parmi ces explications, les effets de déséquilibre dus à la mauvaise perception des agents (Deaton, 1977), les effets provoqués par la mauvaise appréciation du revenu réel (Davidson et *alii*, 1978) et les effets causés par l'érosion de la richesse nominale (Jump,1980). La confirmation empirique se trouve par exemple dans Deaton (1977), Townend (1976), Davidson et *alii* (1978), Hendry et von Ungern-Sternberg (1981) et Nicoletti (1988b).

(8) Nous qualifions cette mesure de « hicksienne » dans la mesure où elle découle de la définition hicksienne de « concept central de revenu » comme « la valeur maximale de consommation (de l'agent) qui maintient intacte la valeur réelle de son patrimoine ».

dire que les agents considèrent à tort la prime inflationniste comprise dans les transferts nominaux comme une composante du revenu réel. Lorsque hc vaut 1, la mesure hicksienne est appropriée — c'est-à-dire que les agents perçoivent cette prime d'inflation comme la compensation nécessaire face à l'érosion de leur stock de richesse réelle.

Les points de vue traditionnel et ricardien sur les effets de la dette et des déficits publics peuvent être intégrés dans un modèle standard de consommation en modifiant les définitions habituelles du revenu et du patrimoine. Dans ce but, nous introduisons un paramètre d'actualisation de l'impôt, td , défini comme le ratio entre les impôts futurs (actualisés) que les consommateurs anticipent de payer et la pression fiscale impliquée par les engagements actuels et futurs (actualisés) du gouvernement — c'est-à-dire la somme de la dette publique à la fin de chaque période et de la valeur actualisée des dépenses budgétaires nettes des paiements d'intérêts. Si l'horizon temporel de chaque génération de consommateurs est inférieur à celui du gouvernement, la valeur de td dépend de la répartition du fardeau fiscal au cours du temps et tend vers un (respectivement, zéro) lorsque ce fardeau concerne plutôt les générations actuelles (resp. les générations futures). De plus, étant donné une certaine répartition des impôts dans le temps, la valeur de td dépend du degré de coïncidence entre l'horizon temporel des consommateurs et celui de l'État, tendant vers un (resp. zéro) lorsque l'horizon des consommateurs s'accroît (resp. décroît) relativement à celui de l'État. En tout état de cause, td ne peut être supposé constant au cours du temps, puisque la répartition intertemporelle des impôts ou l'horizon des agents peuvent varier pour répondre aux évolutions de politique budgétaire ainsi qu'à l'information nouvelle dont disposent les consommateurs ⁽⁹⁾.

L'utilisation des paramètres hc et td permet de redéfinir les variables richesse et revenu dans (1). Soit W' la richesse privée réelle par habitant nette du stock de dette publique, B la dette publique réelle par habitant, π le taux d'inflation, S l'excédent budgétaire réel par habitant, Y^d et Y' les mesures conventionnelles du revenu disponible et du revenu national réels par habitant, T et G les taxes et la consommation publique réelles par habitant, et en définissant les ratios taxe sur revenu $\theta = T/Y'$ et dépenses sur revenu $\gamma = G/Y'$, nous pouvons déduire les expressions suivantes :

$$W_t = W_t' + (1 - td)B_t$$

$$Y_t^d = Y_t^d - hc (1 - td) \pi_t \cdot B_{t-1} + td \cdot S_t$$

$$\hat{y}_t = \hat{y}_t' + td \cdot y_{t-1} \cdot (\hat{y}_t' - \hat{g}_t) + (1 - td) \cdot \tau_{t-1} \cdot (\hat{y}_t' - \hat{t}_t)$$

(9) A ce sujet, voir Nicoletti (1990) pour de plus amples détails sur la définition de td et une dérivation des variables de revenu et patrimoine définies ci-dessous.

En substituant les expressions ci-dessus dans (1), il résulte que, lorsque td varie entre 0 et 1, les définitions de revenu et de richesse varient en faisant ressortir l'effet traditionnel ou ricardien de la dette et du déficit publics sur la consommation. Lorsque td est proche de 0, l'endettement public affecte la consommation privée de la même manière que d'autres actifs, tandis que le déficit budgétaire stimule de manière traditionnelle la consommation privée par le biais de transferts de revenus. Au contraire, lorsque td tend vers un, l'endettement public n'a aucune conséquence sur la consommation privée et la définition appropriée de revenu disponible devient celle de revenu national au net de la consommation publique. Dans ce cas, le facteur de correction hicksien, hc , ne joue pas puisque l'ensemble des transferts publics n'affectent guère la consommation. La croissance du revenu dépend à son tour de td de manière semblable : elle s'évalue au net de la croissance des impôts lorsque td vaut 0 et au net de la croissance de la consommation publique lorsque td vaut un.

1. Intégration, cointégration et modèles à correction d'erreurs

Une série temporelle x qui doit être différenciée d fois pour être stationnarisée est dite intégrée d'ordre d , ou $I(d)$; une série stationnaire est dite $I(0)$. On dit qu'un processus temporel vectoriel $x_t = [x_{1,t}, \dots, x_{k,t}]$ composé de séries $I(d)$ est cointégré d'ordre b , ou $CI(b)$, s'il existe un vecteur $a = [a_1, \dots, a_k]'$ tel que la combinaison linéaire $x_t a$ de ces séries est $I(d-b)$. Dans ce cas, le vecteur a est appelé vecteur de cointégration. Si l'on suppose que le vecteur de cointégration est unique et l'on normalise ce vecteur sur la première variable, le processus x_t peut s'exprimer comme le système d'équations simultanées suivant :

$$(1a) \quad x_{1,t} = x^* \cdot a^* + u_{1,t}$$

$$(1b) \quad \hat{x}_t^* = u_{x,t}$$

$$\text{où} \quad a^* = \left[\frac{a_2}{a_1}, \dots, \frac{a_k}{a_1} \right]', \quad x_t^* = [x_{2,t}, \dots, x_{k,t}]', \quad u_{x,t} = [u_{2,t}, \dots, u_{k,t}]'$$

et $u_t = [u_{1,t}, u_{x,t}]'$ est un processus vectoriel ARMA stationnaire.

L'hypothèse de cointégration du processus x_t , synthétisée par le système (1a)-(1b), a d'importantes implications pour l'estimation et les tests d'hypothèses concernant le vecteur a^* . Quant à l'estimation, il est possible de démontrer que l'estimateur des MCO du vecteur de cointégration a^* converge à sa vraie valeur plus rapidement que l'estimateur des MCO dans le cas de régressions à séries stationnaires (Stock, 1987). En ce qui

concerne les tests d'hypothèses, il n'est au contraire pas possible en général d'appliquer les procédures d'inférence habituelles à l'estimateur des MCO du vecteur a^* , puisque sa distribution asymptotique n'est pas normale étant donnée la nature de système des relations (1a)-(1b) (Phillips and Durlauf, 1986). Il est possible, toutefois, d'utiliser l'information *a priori* sur les propriétés de non-stationnarité et de cointégration des séries pour envisager des techniques d'estimation basées sur la seule équation (1a) qui augmentent l'efficacité des estimateurs et reconduisent leurs propriétés asymptotiques dans le cadre de la théorie conventionnelle (voir Encadré 3).

L'hypothèse de cointégration a aussi des implications pour la spécification du modèle dynamique associé aux équations (1a)-(1b). Récemment, Engle and Granger (1987) ont démontré qu'il existe toujours un mécanisme générateur des données à correction d'erreurs associé à un ensemble cointégré de séries temporelles et que, de même, des données qui sont générées par un modèle à correction d'erreurs doivent nécessairement être cointégrées. La représentation à correction d'erreurs du modèle (1a)-(1b) peut être obtenue en différenciant une fois l'équation de cointégration (1a) et en y substituant l'équation (1b) :

$$\hat{x}_{1,t} = \delta (x_{t-1}^* \cdot a^* - x_{1,t-1}) + v_t$$

où $v_t = u_{1,t} + u'_{x,t} \cdot a^*$. Enfin, si l'on modèle la dynamique contenue dans l'erreur v_t à l'aide d'une représentation autorégressive à distribution de retards du processus x_t , on obtient un modèle à correction d'erreurs qui répond à certaines des caractéristiques de généralité prescrites par Hendry et Richard (1982) :

$$\hat{x}_{1,t} = \delta (x_{t-1}^* \cdot a^* - x_{1,t-1}) + \sum_{m=1}^p \phi_m \cdot \hat{c}_{t-m} + \sum_{m=0}^p \theta_m \cdot \hat{x}_{t-m}^* + e_t$$

En admettant des valeurs différentes de l'unité pour δ , ce modèle peut être estimé dans sa version non contrainte ou par la méthode « à deux stades » proposée par Engle et Granger (1987), c'est-à-dire en substituant au terme de correction d'erreurs les résidus des MCO de l'équation statique (1a). Les conditions sous lesquelles l'estimation non contrainte du modèle produit les mêmes résultats qu'une approche de système basée sur le maximum de vraisemblance sont explorées par Phillips (1990) et Hendry (1990).

L'équation (1) postule l'existence d'une relation de *long terme* entre la consommation par habitant et le niveau courant du revenu, du patrimoine et du taux d'intérêt. Cependant, la distinction entre les

composantes transitoire et permanente de la consommation peut se révéler importante dans la détermination des effets de la dette et du déficit publics sur la consommation privée. Ces effets dépendent des anticipations formulées par les agents quant à leurs flux de revenus actualisés, nets des impôts « permanents ». Toutefois, ces anticipations sont révisées à chaque période à la lumière de changements effectifs ou annoncés dans le mode de financement des dépenses publiques. Aussi apparaît-il souhaitable de pouvoir distinguer la dynamique de court terme du comportement de consommation à long terme. Le « Théorème de représentation de Granger » pour un ensemble de séries cointégrées (Engle et Granger, 1987) (encadré 1) permet précisément de traiter à la fois une spécification statique de type (1) et la dynamique de la consommation agrégée. Dans une formulation stochastique, il semble naturel de considérer que les écarts de la consommation par rapport à son niveau d'équilibre doivent être stationnaires car, dans le cas contraire, la spécification (1) d'équilibre serait incorrecte. Pour que les erreurs d'équilibre soient stationnaires, il faut que les variables de (1) soient cointégrées, puisque consommation, revenu, patrimoine et taux d'intérêt présentent fréquemment une non-stationnarité stochastique dans le temps ⁽¹⁰⁾. Lorsque ces hypothèses sont vérifiées, la dynamique de la consommation est de type « modèle à correction d'erreurs », dans lequel la cible de long terme est représentée par la relation d'équilibre (1) ⁽¹¹⁾. La représentation à correction d'erreurs de (1) prend une forme particulièrement simple si l'on impose la restriction $a_2 + a_3 = 1$. Dans ce cas, en définissant le vecteur de régression $x_t = [1, R_t, (w_{t-1} - c_t), (y_t^d - w_{t-1}), \hat{y}_t]'$ et le vecteur cointégrant correspondant $a = [a_0, a_1, 1, a_3, a_4]$ et en modélisant la dynamique de court terme par une forme autorégressive à distribution de retards de la consommation et de ses déterminants $x_t^* = [r_t, w_{t-1}, Y_t^d, \hat{y}_t]'$, le modèle général à correction d'erreurs suivant peut être obtenu :

$$\hat{c}_t = \phi_0 + \delta \cdot a \cdot x_{t-1} + \sum_{m=1}^p \phi_m \cdot \hat{c}_{t-m} + \sum_{m=0}^p \Theta_m \cdot \hat{x}_{t-m}^* + e_t \quad (2)$$

où δ est le coefficient de rétroaction du mécanisme de correction d'erreurs et ϕ_m et le vecteur de paramètres Θ_m sont les élasticités instantanées du modèle. Dans cette équation, le nombre de retards p et les variables incluses dans le vecteur \hat{x}_{t-m}^* sont choisis afin d'obtenir des résidus i.i.d..

(10) Un volume croissant de littérature empirique a mis en évidence la non-stationnarité stochastique dans de nombreuses séries temporelles macroéconomiques (voir, par exemple : Nelson et Plosser, 1982 ; et Perron, 1988). Mankiw et Shapiro (1985), Campbell et Deaton (1987) et Stock et West (1987) s'attachent plus particulièrement au revenu et à la consommation.

(11) Les modèles à correction d'erreurs ont été appliqués avec succès dans l'analyse de la consommation suite au travail pionnier de Davidson et alii (1978). Salmon (1982) et Nickell (1985) montrent que, sous certaines conditions, un comportement à correction d'erreurs représente la réponse optimale des agents économiques dans un environnement dynamique.

Le mécanisme à correction d'erreurs de l'équation (2) indique que, à chaque période, les consommateurs ajustent leur consommation courante d'une fraction δ de l'écart entre la consommation de la période précédente et son niveau d'équilibre stochastique de long terme. La dualité entre l'équation de cointégration (1) et sa forme à correction d'erreurs (2) assure la prise en compte des caractéristiques de tendance commune des variables ainsi que de leur déviation temporaire du niveau d'équilibre. Parallèlement, les versions de long et court terme du modèle intègrent de manière simple tant les effets traditionnels que les effets ricardiens de la dette et du déficit publics sur la consommation. En principe, cela rend possible la différenciation des effets de long et court terme de la dette et du déficit publics, qualité appréciable lorsqu'on essaye d'estimer le degré d'actualisation de l'impôt par les consommateurs.

Analyse empirique

Nous estimons les modèles de consommation (1) et (2) en utilisant des données annuelles sur la période 1953-1987 pour l'Italie et la Belgique. L'estimation prend en compte deux agrégats de consommation différents : la consommation de biens non durables et la consommation totale. Le revenu disponible et le patrimoine sont ceux du secteur privé. Le patrimoine de ce secteur est calculé comme la somme du stock de capital du secteur marchand, le stock de logements, la dette publique et les avoirs nets d'actifs étrangers. La dette publique est définie par l'ensemble des engagements de l'encours moins les actifs financiers, et concerne, pour la Belgique, l'Etat et, pour l'Italie, le secteur public. Les excédents budgétaires sont l'épargne nette de l'Etat. Les taux d'intérêt réels sont la différence entre un taux nominal représentatif à moyen terme et le taux de croissance du déflateur de la consommation privée. Toutes les variables de niveau sont calculées par habitant et en volume (déflatées par le déflateur de la consommation privée). Les définitions et les sources des données se trouvent en annexe ⁽¹²⁾.

Non-stationnarité, cointégration et estimations du modèle de long terme

L'estimation adéquate du modèle de consommation de long terme nécessite les tests préalables d'intégration et de cointégration des séries c_t et X_t^* . Les tests de racine unitaire et les tests de cointégration — qui vérifient la stationnarité des résidus de la régression — peuvent

(12) Il s'agit de données mises à jour et prolongées, tirées de Nicoletti (1988a). Le lecteur peut se référer à cette étude pour un examen des questions économiques et des problèmes de mesure soulevés par le choix des agrégats retenus ci-dessus dans le cadre d'études sur le comportement d'actualisation de l'impôt.

être interprétés comme des tests de spécification des modèles (1) et (2). Les tests de racine unitaire se fondent sur la statistique z de Phillips et Perron (1988) et la stratégie suivie est celle de Perron (1988) (voir encadré 2). Les tests de racine unitaire sur les variables du modèle (1) présentent la particularité suivante : deux régresseurs — w et y_d — sont des fonctions non linéaires d'autres variables ainsi que des deux paramètres inconnus hc et td . Cela implique deux difficultés. Tout d'abord, si certaines des variables composant W , Y_d et \hat{y} ne sont pas stationnaires, rien n'empêche qu'une combinaison appropriée des paramètres de correction hicksienne et d'actualisation de l'impôt (hc^*, td^*) le soit — c'est-à-dire que ces variables soient cointégrées avec vecteur cointégrant (hc^*, td^*). Ensuite, la possible non-stationnarité des séries W et Y^d n'implique pas nécessairement la non-stationnarité de leurs logarithmes, puisque cette propriété n'est pas toujours préservée par les transformations non linéaires ⁽¹³⁾. Ainsi, nous effectuons les tests par une procédure d'estimation par balayage. D'abord, nous testons l'ordre d'intégration des agrégats de consommation c^n et c , du taux d'intérêt réel R et des composantes du taux de croissance du revenu \hat{y} . Ensuite, nous réalisons des tests de racine unitaire sur le patrimoine et le revenu disponible w et y^d , par balayage sur six valeurs de hc et td comprises entre 0 et 1.

2. Racines unitaires : les tests z de Phillips et Perron

Les statistiques z de Phillips et Perron (1987) sont des transformations des statistiques de Dickey et Fuller basées, pour toute série temporelle univariée x , sur les trois régressions alternatives qui suivent (Fuller, 1976, Dickey and Fuller, 1981) :

$$(i) \quad \hat{x}_t = \bar{\mu} + \bar{\beta} (t - T/2) + \bar{\alpha} \cdot x_{t-1} + \bar{\varepsilon}_t$$

$$(ii) \quad \hat{x}_t = \mu^* + \alpha^* \cdot x_{t-1} + \varepsilon_t^*$$

$$(iii) \quad \hat{x}_t = \hat{\alpha} \cdot x_{t-1} + \hat{\varepsilon}_t$$

Les statistiques tabulées par Dickey et Fuller sont : les estimateurs des MCO des coefficients autorégressifs $\bar{\alpha}$, α^* et $\hat{\alpha}$; les statistiques t de Student, $t_{\bar{\alpha}}$, t_{α^*} et $t_{\hat{\alpha}}$ associées à ces coefficients ; et les statistiques F correspondant aux hypothèses nulles $(\mu^*, \alpha^*) = (0,0)$, $(\bar{\mu}, \bar{\beta}, \bar{\alpha}) = (0,0,0)$ et $(\bar{\mu}, \bar{\beta}, \bar{\alpha}) = (\mu, 0,0)$, qui sont démarquées respectivement ϕ_1 , ϕ_2 et ϕ_3 .

(13) Si x est une série non stationnaire et f sa transformation non linéaire, la série $y = f(x)$ est non stationnaire uniquement si f est asymptotiquement linéaire — c'est-à-dire si $\lim_{x \rightarrow \infty} [f(x)/x] = a$ avec $0 < a < \infty$ (voir Escribano, 1987 ; et Granger, 1986). Bien entendu, la transformation logarithmique n'est pas asymptotiquement linéaire.

En général, les distributions de ces statistiques ne sont pas invariantes à la structure ARMA des processus $\bar{\varepsilon}_t$, ε_t^* , et $\hat{\varepsilon}_t$. Une solution paramétrique à ce problème est d'ajouter aux régressions (i)-(iii) des retards distribués de la variable dépendante (Said et Dickey, 1987) ; dans ce cas on parle de statistiques « augmentées » de Dickey et Fuller. Les statistiques z offrent une solution alternative. Celles-ci effectuent des corrections asymptotiques non paramétriques des statistiques simples de Dickey and Fuller, qui éliminent les effets asymptotiques de la structure ARMA des processus $\bar{\varepsilon}_t$, ε_t^* , et $\hat{\varepsilon}_t$ (ces corrections sont décrites par Perron, 1988). Ces statistiques présentent plusieurs avantages par rapport aux statistiques augmentées de Dickey et Fuller : (a) elles permettent de tester l'hypothèse de racine unitaire dans le cas d'erreurs ARMA sans pour autant réduire le nombre d'observations disponibles ; (b) leurs valeurs critiques peuvent être lues sur les tables existantes, car leurs distributions asymptotiques coïncident avec celles des statistiques simples de Dickey et Fuller ; (c) elles permettent d'utiliser la statistique α même dans le cas où les erreurs des régressions (i)-(iii) ont une structure ARMA, ce qui n'est pas vrai pour les statistiques augmentées de Dickey et Fuller ; et (d) leur pouvoir est généralement équivalent ou supérieur à celui des statistiques augmentées de Dickey et Fuller.

La stratégie de décision proposée par Perron (1988) peut être résumée ainsi :

— Estimer le modèle (i), qui inclut une dérive et une tendance déterministe. Si au moins une des statistiques $z(\bar{\alpha})$, $z(t_{\alpha'})$, $z(\phi_3)$ est significative, l'hypothèse nulle d'intégration est rejetée. Dans ce cas,

— utiliser le test $z(\phi_2)$ pour vérifier l'absence de la dérive μ . Si ce test est significatif, il n'est pas possible d'estimer le modèle (ii), car les statistiques associées à ce modèle ne sont pas invariantes à la présence d'une dérive sous l'hypothèse nulle. Dans ce cas, la procédure se termine avec l'acceptation de l'hypothèse d'intégration. Si, au contraire, $z(\phi_2)$ n'est pas significative (i.e. l'absence de dérive ne peut pas être exclue), les résultats des tests pourraient être causés par le faible pouvoir des statistiques basées sur le modèle (i). Par conséquent,

— estimer le modèle (ii). Si au moins une des statistiques $z(\alpha^*)$, $z(t_{\alpha^*})$, $z(\phi_1)$ est significative, l'hypothèse nulle d'intégration est refusée. Dans ce cas,

— estimer le modèle (iii). Si au moins une des statistiques $z(\alpha')$, $z(t_{\alpha'})$ est significative, l'hypothèse d'intégration est rejetée. Dans ce cas la série est considérée non-stationnaire.

Cette procédure assure que l'hypothèse nulle qui inclut une dérive est vérifiée la première, ceci étant le cas plus commun quand on examine des variables macroéconomiques qui ont des composantes de croissance. Naturellement, dans certains cas il est sensé de commencer la procédure par le modèle (ii), séries qui sont déjà exprimées en différences premières.

Les résultats de ces tests sont présentés dans le tableau 2. Pour w et y^d , on reporte les valeurs minimales et maximales de la statistique z selon les valeurs de hc et td . L'hypothèse nulle de non-stationnarité ne peut être rejetée au seuil de confiance de 5 % pour c^n , c , R , w et y^d . En particulier, pour w et y^d , les valeurs maximales estimées sont largement inférieures à la valeur critique à 5 % de $z(\bar{\alpha})$, $z(t\bar{\alpha})$ et $z(\phi_3)$ et les valeurs minimales bien supérieures, au même seuil, à la valeur critique de $z(\phi_2)$ ⁽¹⁴⁾. Puisque $z(\phi_2)$ est toujours fortement significatif, les séries présentent une dérive positive à l'exception du taux d'intérêt réel qui est correctement représenté par une simple marche au hasard. Par ailleurs, la non-stationnarité peut être aisément rejetée pour les séries de croissance du revenu — \hat{y}' , $\phi(\hat{y}' - g)$ et $\Theta(\hat{y}' - \hat{t})$. Les tests pratiqués sur les différences premières des séries non stationnaires, présentés dans le tableau 3, rejettent la non-stationnarité à des seuils de confiance élevés. Nous en concluons que les variables de (1) sont $I(1)$, à l'exception du taux de croissance du revenu, \hat{y} , qui est $I(0)$ ⁽¹⁵⁾.

Le tableau 4 présente les tests de cointégration de l'équation (1). Ces tests se basent sur deux types de statistiques : la statistique de Durbin-Watson (CRDW) et les statistiques z de Phillips et Perron appliquées aux résidus de la régression de cointégration ⁽¹⁶⁾. Puisque le modèle relie des processus $I(1)$ à un processus $I(0)$ (le taux de croissance du revenu \hat{y}), le tableau 4 indique pour chaque pays et pour chaque agrégat de consommation deux estimations : l'équation 4.1 inclut le taux de croissance du revenu, l'équation 4.2 l'exclut ⁽¹⁷⁾. L'équation (1) étant non linéaire en hc et td , nous avons estimé l'équation par balayage ⁽¹⁸⁾. Par conséquent, les résultats des tests de cointégration et les estimations de (1) sont conditionnels aux valeurs des coefficients hc et td ⁽¹⁹⁾.

(14) Les tests de racine unitaire ont aussi été réalisés sur les séries entrant dans les définitions de w et y^d , soit W' , B , Y^d , πB et S . Les résultats indiquent la non stationnarité de premier ordre de toutes ces séries à l'exception de la dette publique qui paraît être $I(2)$. Cela est cohérent avec la non-stationnarité de l'excédent budgétaire S , qui est une composante importante de la variation de la dette. Compte tenu des ordres différents d'intégration de B et W' , la richesse totale W est nécessairement non stationnaire. Les tests de cointégration concernant toutes les combinaisons des trois composantes du revenu disponible — Y^d , S et πB — rejettent la possibilité que Y^d puisse être stationnaire.

(15) De précédentes études de l'hypothèse d'actualisation de l'impôt en Italie (Modigliani et *alii*, 1985 ; Modigliani et Jappelli, 1987 ; et Rossi, 1988) ont ignoré la non-stationnarité de la consommation, du revenu, du déficit budgétaire et du patrimoine, ce qui fait naître un doute quant aux procédures d'inférence suivies par ces auteurs.

(16) Le CRDW est un test à distance finie proposé et tabulé par Engle et Granger (1987) et Sargan et Bhargava (1983) respectivement pour des processus bi et multivariés, $z(\alpha')$ et $z(t, \alpha')$ sont des tests asymptotiques tabulés par Phillips et Ouliaris (1990).

(17) Gourieroux et *alii* (1987) montrent que les propriétés des estimateurs des MCO des vecteurs cointégrants ne sont pas affectées par la présence de variables stationnaires parmi les régresseurs. Cependant, les distributions des statistiques z et des estimateurs MCM peuvent l'être.

(18) La cointégration non linéaire n'a fait l'objet que d'une attention très faible jusqu'à présent (voir cependant Escribano, 1987).

(19) La sensibilité des tests de cointégration aux valeurs prises par hc et td dans la méthode d'estimation par balayage a été vérifiée en pratiquant des tests pour divers couples de valeurs (hc, td) dans l'intervalle $[0,1]$. Le lecteur peut se référer à Nicoletti (1990) pour une discussion plus complète de ces résultats.

2. Tests de racine unitaire : Italie (1954-1986)
 Nombre d'observations : 33
 Ordre de la correction non paramétrique : 4 (a)

Variables (c)		Statistiques (b)											
		α	$z(\bar{\alpha})$	$z(t_{\alpha})$	$z(\phi_3)$	$z(\phi_2)$	α^*	$z(\alpha^*)$	$z(t_{\alpha^*})$	$z(\phi_1)$	α'	$z(\alpha')$	$z(t\alpha')$
c^n		1,01	-0,56	-0,3	1,81	23,35							
c		1,01	-0,43	-0,23	1,58	22,46							
R		0,83	-6,69	1,6	1,23	1,18	0,82	-7,26	-1,87	1,88	-0,17	-6,78	-1,81
\hat{y}							0,35	-23,4	-4,05	8,73			
$\phi(\hat{y}-\hat{g})$							-0,05	-32,08	-6,17	16,93			
$\theta(\hat{y}-\hat{t})$							1	-36,67	-5,58	16,98			
w	max		-7,79	-1,95	1,64	17,75							
w	min		-5,14	-1,33	0,85	9,83							
y^d	max		-1,86	-0,94	2,6	19,44							
y^d	min		-0,19	-0,11	1,76	12,63							

(a) Les résultats ne changent pas si le nombre de retards est étendu à 8.

(b) Les statistiques z ont les mêmes valeurs critiques que les tests de Dickey et Fuller (Fuller (1976), pp. 371, 373 ; Dickey et Fuller (1981), pp 1062-1063). La significativité à 5 % ou moins est indiqué par un astérisque.

(c) c, c^n , w, y^d sont exprimées en logarithmes per capita ; \hat{y} , \hat{g} , \hat{t} sont les variations logarithmiques des valeurs réelles per capita correspondantes ; R est exprimé en pourcentage.

2. (suite) Tests de racine unitaire : Belgique (1956-1987)

Nombre d'observations : 32

Ordre de la correction non paramétrique : 4 ^(a)

Variables ^(c)		Statistiques ^(b)											
		α	$z(\bar{\alpha})$	$z(t_{\alpha})$	$z(\phi_3)$	$z(\phi_2)$	α^*	$z(\alpha^*)$	$z(t_{\alpha^*})$	$z(\phi_1)$	α'	$z(\alpha')$	$z(t_{\alpha'})$
c^n		0,91	-6,27	-1,72	1,48	17,05							
c		0,94	-4,9	-1,41	1,04	14,29							
R		0,56	-15,4	-3,05	3,45	3,45	0,6	-14,68	-2,9	4,49	-0,16	-4,63	-1,55
\hat{y}							0,23	-29	-4,49	7,89			
$\phi(\hat{y}-\hat{g})$							0,17	-27,8	-4,77	7,8			
$\theta(\hat{y}-\hat{t})$							-0,4	-39,3	-9,45	12,26			
w	max		-10,9	-2,38	2,04	36,93							
	min		-2,37	-0,82	1,29	11,52							
y^d	max		-10,07	-2,31	2,01	8,01							
	min		-4,27	-1,34	0,95	5,17							

(a) Les résultats ne changent pas si le nombre de retards est étendu à 8.

(b) Les statistiques z ont les mêmes valeurs critiques que les tests de Dickey et Fuller [Fuller (1976), pp. 371, 373 ; Dickey et Fuller (1981), pp 1062-1063]. La significativité à 5 % ou moins est indiqué par un astérisque.

(c) c , c^n , w , y^d sont exprimées en logarithmes per capita ; \hat{y} , \hat{g} , \hat{t} sont les variations logarithmiques des valeurs réelles per capita correspondantes ; R est exprimé en pourcentage.

3. Tests de racine unitaire sur les différences premières
Ordre de la correction non paramétrique : 4 ^(a)

	ITALIE (1955-1986)				BELGIQUE (1955-1987)			
Statistiques ^(b)	α^*	$z(\alpha^*)$	$z(t_{\alpha^*})$	$z(\phi_1)$	α^*	$z(\alpha^*)$	$z(t_{\alpha^*})$	$z(\phi_1)$
Variables ^(c)								
c^n	0,55	- 16,12	- 3,16	5,36	0,34	- 21,62	- 3,87	7,76
c	0,48	- 17,93	- 3,4	6,13	0,34	- 21,67	- 3,85	7,7
R	0,14	- 24,46	- 4,69	9,36	- 0,34	- 41,26	- 7,85	30,44
w max		- 22	- 4,5	7,85		- 24,75	- 4,89	9,77
min		- 19,85	- 4,24	6,08		- 16,68	- 3,29	5,39
y^d max		- 27,94	- 4,36	10,49		- 46,05	- 7,45	31,01
min		- 23,39	- 3,96	8,36		- 30,72	- 4,65	12,73

(a) Les résultats ne changent pas si le nombre de retards est étendu à 8.

(b) Les statistiques z ont les mêmes valeurs critiques que les tests de Dickey et Fuller [Fuller (1976), pp. 371, 373 ; Dickey et Fuller (1981), pp 1062-1063]. La significativité à 5 % ou moins est indiqué par un astérisque.

(c) c , c^n , w , y^d sont exprimées en logarithmes per capita ; \hat{y} , \hat{g} , \hat{t} sont les variations logarithmiques des valeurs réelles per capita correspondantes ; R est exprimé en pourcentage.

4a. Equations de cointégration ⁽¹⁾ : ITALIE (1953-1986)

Variable dépendante	c ⁿ				c			
	4,1		4,2		4,1		4,2	
Régression ⁽²⁾								
Procédure	MCO	MCM	MCO	MCM	MCO	MCM	MCO	MCM
Régresseur ⁽³⁾								
constante	- 1,56	- 1,58 (- 17,35)	- 1,65	- 1,64 (- 13,19)	- 1,35	- 1,36 (- 21,26)	- 1,43	- 1,44 (- 16,8)
R	0,05	0,15 (1,93)	0,13	0,04 (0,33)	0,05	0,03 (0,47)	0,02	0,005 (0,06)
w	0,13	0,21 (6,53)	0,19	0,15 (3,27)	0,13	0,14 (5,19)	0,18	0,19 (5,77)
y ^d	0,71	0,64 (17,72)	0,66	0,69 (13,5)	0,73	0,72 (23,99)	0,68	0,67 (18,16)
\hat{y}	- 0,35	- 0,26 (- 2,84)			- 0,29	- 0,25 (- 4,02)		
hc	0,5	0,8	0,4	0,2	0,1	0,1	0	0
td	0	0	0	0	0	0	0	0
Tests de								
CRDW ⁽⁴⁾	1,37		1,23		1,79		1,66	
z(α')	- 25,38		- 20,73		- 30,02		- 26,65	
z(t $_{\alpha'}$)	- 4,46**		- 3,82		- 5,61***		- 4,82**	

(1) Estimées par balayage sur 121 valeurs de (hc, td) dans le simplex unité.

(2) L'ordre de la correction pour les estimations MCM est de 4 retards ; les résultats ne changent pas si les retards sont étendus à 8.

(3) Statistiques t entre parenthèses.

(4) Les valeurs critiques pour CRDW se trouvent dans Sargan and Bhargava (1983) ; les valeurs critiques pour les tests z se trouvent dans Philips and Ouliaris (1990). Un astérisque indique la significativité à 15%, deux astérisques à 5% et trois astérisques à 1%.

4 b. Equations de cointégration ⁽¹⁾ : BELGIQUE (1955-1987)

Variable dépendante	c ⁿ				c			
Régression ⁽²⁾	4,1		4,2		4,1		4,2	
Procédure	MCO	MCM	MCO	MCM	MCO	MCM	MCO	MCM
Régresseur ⁽³⁾								
constante	-0,66	-0,7 (-17,5)	-0,83	-0,84 (-11,59)	-0,4	-0,44 (-9,96)	-0,51	-0,56 (-9,14)
R	0,33	0,22 (3,29)	0,1	-0,07 (-0,57)	0,04	0,005 (0,07)	-0,1	-0,25 (-2,4)
w	0,18	0,21 (7,23)	0,31	0,32 (6,01)	0,16	0,2 (6,14)	0,24	0,3 (6,53)
y ^d	0,68	0,64 (20,59)	0,55	0,53 (9,35)	0,74	0,71 (20,4)	0,66	0,61 (12,41)
\hat{y}	-0,4	-0,37 (-9,49)		-0,25	-0,3	-7,05		
hc	0	0	0	0	0	0	0	0
td	0	0	0	0	0	0,1	0	0,1
Tests de								
CRDW ⁽⁴⁾	1,57		1,23		1,71		1,57	
z(α')	-20,73		-22,09		-24,91		-28,59	
z(t _{α'})	-4,97**		-4,04*		-4,85**		-4,7**	

(1) Estimées par balayage sur 121 valeurs de (hc, td) dans le simplex unité.

(2) L'ordre de la correction pour les estimations MCM est de 4 retards ; les résultats ne changent pas si les retards sont étendus à 8.

(3) Statistiques t entre parenthèses.

(4) Les valeurs critiques pour CRDW se trouvent dans Sargan and Bhargava (1983) ; les valeurs critiques pour les tests z se trouvent dans Philips and Ouliaris (1990). Un astérisque indique la significativité à 15%, deux astérisques à 5% et trois astérisques à 1%.

Les résultats des tests de cointégration indiquent que la statistique CRDW est généralement élevée, bien que — à l'exception de l'équation 4.1 pour l'agrégat c — ses valeurs se trouvent comprises dans une région d'indétermination. De même, la statistique $z(\alpha')$ est toujours non significative. Par contre, la statistique $z(t_{\alpha'})$ rejette l'hypothèse nulle de non-cointégration au seuil de confiance de 10 % (ou moins) dans la plupart des régressions. Etant donné la petite taille de notre échantillon et le caractère généralement peu puissant des tests de cointégration, ces résultats apportent une preuve considérable en faveur de la cointégration des variables du modèle (1), particulièrement lorsque c est la variable de la consommation totale, c , qui est retenue.

Le vecteur cointégrant a été estimé par les méthodes des Moindres carrés ordinaires (MCO) et des Moindres carrés modifiés (MCM) (Phillips and Hansen, 1989). La méthode des MCM fournit des estimateurs qui sont asymptotiquement sans biais, efficaces et normalement distribués en dépit des difficultés posées par l'endogénéité et la corrélation sérielle implicites aux équations de cointégration du type (1) (encadré 3). Les estimations des coefficients qui en résultent tendent à confirmer la spécification (1) de la consommation à long terme. Les coefficients ont bien les signes attendus et des valeurs plausibles. Les propensions à consommer par rapport au revenu et au patrimoine sont respectivement comprises dans les couples 0.55-0.85 et 0.02-0.07, la somme des élasticités au revenu et au patrimoine variant entre 0.86 et 0.91 ⁽²⁰⁾. Les estimateurs des MCM des élasticité-richeesse et élasticité-revenu sont relativement stables dans le temps ⁽²¹⁾.

3. Les Moindres carrés modifiés (MCM)

La procédure des Moindres carrés modifiés (MCM) a été proposée par Phillips et Hansen (1989). Cette technique consiste à effectuer une correction semi-paramétrique de l'estimateur des MCO du vecteur a^* et de sa matrice de covariances de façon à éliminer les effets dus à la simultanéité et à la corrélation sérielle des erreurs u_t . Cela conduit à définir un vecteur de coefficients modifiés a^+ et le vecteur correspondant de variances modifiées S_a^{+2} :

$$a^+ = (X^{*'} X^*)^{-1} (X^{*'} x_1^+ - \varepsilon_a)$$

$$S_a^{+2} = (\omega_{x_1 x_1} - \varepsilon_s) \cdot \text{diag} [(X^{*'} X^*)^{-1}]$$

(20) Ici et dans la suite du texte, les propensions à long terme sont calculées sur la base de la moyenne empirique de cn , c , yd , et w [avec $(hc, td) = (0, 0)$].

(21) La comparaison des estimateurs des MCO et des MCM met en lumière des biais importants dans les estimateurs des MCO de cn pour l'Italie et de c pour la Belgique, tandis que le biais est négligeable dans les autres cas. Le biais à distance finie des estimateurs des MCO des vecteurs cointégrants a été mis en évidence par Banerjee et alii (1986) à l'aide de simulations de Montecarlo. La supériorité à distance finie des estimateurs des MCM par rapport à ceux des MCO est corroborée par les simulations de Hansen et Phillips (1988).

Dans ces expressions $x_{1,t}^+$ est la variable dépendante modifiée,

$$x_{1,t}^+ = x_{1,t} - \varepsilon_x$$

$\omega_{x_1x_1}$ est la variance de la composante $u_{1,t}$ dans la matrice de covariances du processus u_t ,

$$\Omega = \begin{matrix} \omega_{x_1x_1} & \omega_{X^*x_1} \\ \omega_{x_1X^*} & \Omega_{X^*X^*} \end{matrix}$$

et ε_a , ε_s , ε_x sont des termes de correction qui sont fonctions des statistiques suivantes :

$$\varepsilon_a = \varepsilon_a \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \text{cov}(u_{x,0}, u_t), \Omega_{X^*X^*}, \omega_{X^*x_1} \right\}$$

$$\varepsilon_s = \varepsilon_s \left\{ \Omega_{X^*X^*}, \omega_{x_1X^*} \right\}$$

$$\varepsilon_x = \varepsilon_x \left\{ \Omega_{X^*X^*}, \omega_{X^*x_1}, X^* \right\}$$

La correction ε_x de la variable dépendante permet d'éliminer asymptotiquement les effets de l'endogénéité, tandis que la correction ε_a du vecteur des coefficients permet d'éliminer les effets de la corrélation sérielle. Enfin, la correction ε_s des variances permet d'évaluer l'estimateur a' à l'aide d'une statistique conventionnelle de Student. Etant donné des estimateurs consistants de la matrice des covariances Ω et des autocovariances qui apparaissent dans l'expression de ε_a , les résultats de cette approche sont asymptotiquement équivalents à l'estimation du système (1a)-(1b) par la méthode du maximum de vraisemblance. Ainsi les résultats de la régression basée sur les statistiques a' , s' et les statistiques de Student correspondantes peuvent être analysés avec les méthodes d'inférence conventionnelles.

Les estimations par balayage des paramètres de correction hicksienne et d'actualisation de l'impôt, hc et td , indiquent clairement que ces effets sont négligeables dans le cas de la Belgique. Pour l'Italie, les estimateurs obtenus par balayage indiquent aussi que l'actualisation de l'impôt ne fait pas partie des déterminants à long terme du comportement de consommation. Le résultat est cependant plus ambigu en ce qui concerne le paramètre de correction hicksienne, qui est non négligeable dans plusieurs estimations. Ainsi, si l'effet d'actualisation de l'impôt reste faible, le facteur de correction hicksienne pourrait au

contraire affecter considérablement le comportement de consommation de long terme en Italie. En conclusion, la fonction de consommation de long terme peut être représentée, dans les deux pays, par un modèle de cycle de vie « myope » avec prédominance de l'illusion fiscale et dans lequel les déficits budgétaires et la dette publique ont les effets positifs habituels. Ces résultats confirment, dans le cas de l'Italie, de précédentes estimations de l'effet d'actualisation de l'impôt obtenues à partir de modèles statiques (voir Modigliani, Jappelli et Pagano, 1986 ; et Modigliani et Jappelli, 1988).

Les estimations du modèle à correction d'erreurs

Les tableaux 5 présentent les estimateurs du maximum de vraisemblance du modèle (2). Ces estimations résultent de simplifications successives à partir d'une formulation « générale » du modèle, où l'ordre des composantes autorégressives et à distribution des retards a été fixé à deux. La régression 5.1 fournit les estimations non contraintes de la composante de correction d'erreurs et des paramètres hicksien et actualisation de l'impôt. La régression 5.2 est obtenue par la procédure à deux étapes proposée par Engle et Granger (1987), dans laquelle le terme de correction d'erreurs est contraint à être égal à la valeur des résidus de la régression de cointégration (1). Enfin, la régression 5.3 contraint le paramètre de correction hicksienne à une valeur prédéterminée afin de mieux mettre en évidence l'effet d'actualisation de l'impôt. Les tableaux reproduisent aussi une batterie de tests vérifiant les différentes spécifications du modèle. Parmi ceux-ci : les tests de ratio de vraisemblance des simplifications successives du modèle (LR), le multiplicateur de Lagrange testant l'autocorrélation des résidus (F_{lm}), le test d'hétéroscédasticité autorégressive conditionnelle (F_a), le test de normalité des résidus de Jarque et Bera (X_{jb}^2), ainsi que les tests de Chow pour la stabilité structurelle des variances (F_v) et des coefficients (F_c) du modèle⁽²²⁾. Pour estimer les paramètres de correction hicksienne et d'actualisation de l'impôt, hc et td ont été contraints d'appartenir à l'intervalle zéro-un par une reparamétrisation du modèle où $hc = \sin^2(a_{hc})$ et $td = \sin^2(a_{td})$ (voir Box, 1966 ; et Powell, 1972).

Aussi bien en Italie qu'en Belgique, les représentations à correction d'erreurs 5.1 à 5.3 correspondent assez bien aux données. Les termes de correction d'erreurs sont fortement significatifs et apportent une preuve supplémentaire en faveur de la relation de long terme (1). Cela est confirmé par les régressions à deux étapes (équation 5.2) ou le résidu décalé des régressions de cointégration (4.1) est toujours fortement significatif et porte le bon signe⁽²³⁾. Les équations concernant la Belgique sont particulièrement satisfaisantes. Les élasticités estimées indiquent que la propension à consommer à long terme par rapport au

(22) Des détails sur ces tests et sur les autres statistiques présentées dans les tableaux se trouvent dans Harvey (1981).

(23) Si les variables du modèle (1) n'étaient pas cointégrées, les régressions 5.1 à 5.3 relieraient des processus d'ordre d'intégration différents et les statistiques du t de Student associées aux niveaux décalés des régresseurs seraient non significatives.

5a. Equations à correction d'erreur : ITALIE (1955-1986)
Estimation par le maximum de vraisemblance

Variable dépendante	$\hat{\alpha}$			\hat{c}		
	5,1	5,2	5,3	5,1	5,2	5,3
Equation (1)						
Régresseur (2)						
constante	0,1 (2,83)	0,02 (5,5)	0,1 (3,21)	0,002 (0,05)	0,02 (6,46)	- 0,00 (- 0,01)
r_{t-1}	0,21 (4,52)		0,21 (5,7)	0,16 (4,1)		0,16 (5,1)
w_{t-2}/c_{t-1}	0,11 (2,9)		0,12 (3,66)	0,27 (5,74)		0,28 (6,75)
z_{t-1}		- 0,28 (- 2,58)			- 0,54 (- 4,24)	
y_{t-1}^d/w_{t-2}	0,19 (3,95)		0,2 (6,47)	0,28 (6,14)		0,29 (9,2)
\hat{y}_{t-1}	- 0,01 (- 0,34)			- 0,00 (- 0,00)		
\hat{w}_t	- 0,1 (- 2,51)	- 0,13 (- 2,32)	- 0,09 (- 2,38)	- 0,07 (- 1,87)	- 0,07 (- 1,31)	- 0,07 (- 1,91)
\hat{y}_{t-1}	0,28 (8,17)	0,35 (10,08)	0,28 (8,3)	0,32 (10,99)	0,38 (11,48)	0,32 (11,57)
\hat{c}_{t-2}	- 0,29 (- 2,62)	0,1 (1,02)	- 0,3 (- 3,42)	- 0,44 (- 5,25)	- 0,1 (- 1,24)	- 0,45 (- 6,11)
\hat{y}_{t-2}^d	0,2 (4,22)	0,19 (3,56)	0,19 (4,46)	0,27 (6,4)	0,27 (5,24)	0,27 (6,39)
$hc = \sin^2(a_{hc})$	1 (1,58)	1 (3,73)	1	1 (1,41)	1 (18,45)	1
$td = \sin^2(a_{td})$	0,94 (2,87)	0,61 (4,26)	0,94 (3,03)	0,98 (3,24)	0,49 (5,0)	0,98 (2,92)

Consommation privée et endettement public en Italie et en Belgique

5a. (suite)

Statistiques ⁽³⁾						
Degrés de liberté (N)	20	23	23	20	23	23
S.E. %	1,05	1,2	0,98	0,97	1,14	0,98
LR	5,22		5,32	7,56		7,56
$F_{LM}(4,N-4)$	0,11	1,23	0,11	0,62	1,18	0,64
$F_{LM}(1,N-1)$	0,05	0,23	0,08	0,46	1,09	0,54
$F_A(2,N-2)$	1,51	2,37	1,54	0,9	1,51	0,84
X_{JB}^2	0,88	0,8	1,28	0,39	0,6	0,55
$F_V(2,14)$			0,26			0,37
$F_C(8,16)$			1,36			2,7
$F_V(9,16)$			1,52			1,7
$F_C(8,16)$			5,54*			6,18*

Statistiques t entre parenthèses ; pour hc et td, ces statistiques concernent les paramètres a_{hc} et a_{td} dans les expressions $hc = \sin^2(a_{hc})$ et $td = \sin^2(a_{td})$.

(1) hc est contraint à l'unité dans la régression 5,3.

(2) z est le résidu de l'équation de cointégration 4,1 (tableau 4).

(3) LR dénote le test de vraisemblance $X^2(p)$ associé à p restrictions sur les paramètres ; S.E. dénote l'écart type (ajusté) de la régression ; $F_{LM}(p,N-p)$ dénote le test multiplicateur de Lagrange (modifié) de corrélation sériale jusqu'au p-ème ordre ; $F_A(p,N-p)$ dénote le test ARCH de p-ème ordre ; $X_{JB}^2(2)$ dénote le test de Jarque et Bera de normalité des résidus ; $F_V(n_1-K, n_2-K)$ et $F_C(K,T-2K)$ dénotent les tests de Chow de stabilité des variances et des K coefficients de l'équation dans les deux sous-périodes de dimensions n_1 et n_2 ($n_1 + n_2 = T$). Un astérisque indique la significativité à 5%.

5b. Equations à correction d'erreur : BELGIQUE (1956-1987)
Estimation par le maximum de vraisemblance

Variable dépendante	\hat{c}^n			\hat{c}		
	5,1	5,2	5,3	5,1	5,2	5,3
Equation (1)						
Régresseur (2)						
constante	-0,05 (-2,93)	0,01 (4,42)	-0,06 (-3,93)	-0,03 (-1,29)	0,01 (4,06)	-0,03 (-1,71)
r_{t-1}	0,31 (5,29)		0,23 (3,94)	0,16 (2,48)		0,13 (2,61)
w_{t-2}/c_{t-1}	0,36 (11,99)		0,33 (9,1)	0,44 (10,11)		0,43 (10,78)
z_{t-1}		-0,85 (-6,85)			-0,96 (-6,81)	
y_{t-1}^d/w_{t-2}	0,34 (10,48)		0,29 (8,21)	0,4 (8,63)		0,38 (9,6)
\hat{y}_{t-1}	-0,09 (-1,9)			-0,04 (-0,82)		
\hat{y}_{t-1}	0,32 (10,38)	0,32 (8,27)	0,31 (9,21)	0,45 (13,46)	0,45 (12,4)	0,45 (13,38)
\hat{c}_{t-1}	-0,36 (-4,12)	0,2 (2,49)	-0,4 (-4,27)	-0,28 (-3,86)	0,25 (3,5)	-0,31 (-4,81)
\hat{c}_{t-2}	-0,26 (-3,66)	0,004 (0,05)	-0,26 (-3,45)	-0,23 (-3,49)	-0,03 (-0,51)	-0,23 (-3,39)
$hc = \sin^2(a_{hc})$	0,95 (12,52)		1	1 (2,62)		1
$td = \sin^2(a_{td})$	1 (3,11)	0,26 (2,57)	1 (4,63)	0,73 (7,98)	0,29 (5,04)	0,74 (7,81)

Consommation privée et endettement public en Italie et en Belgique

5b. (suite)

Statistiques ⁽³⁾						
Degrés de liberté (N)	21	25	24	21	25	24
S.E. %	0,97	1,03	0,94	0,88	1	0,83
LR	3,43		6,43	4,03		4,55
$F_{LM}(4,N-4)$	1,89	1,18	0,81	1,52	0,61	1,97
$F_{LM}(1,N-1)$	1,19	2,33	0,07	0,94	0,01	0,24
$F_A(2,N-2)$	0,68	0,75	0,48	0,87	1,13	0,87
X_{JB}^2	1,74	0,33	1,18	1,16	0,32	1,18
$F_V(2,15)$			0,07			0,06
$F_C(7,17)$			2,72*			2,89*
$F_V(10,7)$			0,79			0,62
$F_C(7,17)$			0,91			1,49

Statistiques t entre parenthèses ; pour hc et td, ces statistiques concernent les paramètres a_{hc} et a_{td} dans les expressions $hc = \sin^2(a_{hc})$ et $td = \sin^2(a_{td})$.

(1) hc est contraint à l'unité dans la régression 5,3.

(2) z est le résidu de l'équation de cointégration 4,1 (tableau 4).

(3) LR dénote le test de vraisemblance $X^2(p)$ associé à p restrictions sur les paramètres ; S.E. dénote l'écart type (ajusté) de la régression ; $F_{LM}(p,N-p)$ dénote le test multiplicateur de Lagrange (modifié) de corrélation sériale jusqu'au p-ème ordre ; $F_A(p,N-p)$ dénote le test ARCH de p-ème ordre ; $X_{JB}^2(2)$ dénote le test de Jarque et Bera de normalité des résidus ; $F_V(n_1-K, n_2-K)$ et $F_C(K,T-2K)$ dénotent les tests de Chow de stabilité des variances et des K coefficients de l'équation dans les deux sous-périodes de dimensions n_1 et n_2 ($n_1 + n_2 = T$). Un astérisque indique la significativité à 5%.

revenu est respectivement de 0.74 et 0.85 pour c^n et c alors que la propension par rapport au patrimoine est de 0.03. Les consommateurs ajustent 30 à 40 pour cent de l'écart de consommation en c^n et c par rapport à la période précédente, avec des ajustements au revenu dont le retard moyen est de 3,9 et 2,4 années respectivement. Au contraire, les équations concernant l'Italie aboutissent à une propension à consommer par rapport au patrimoine qui est négative, plus particulièrement en ce qui concerne c^n , et avec des délais d'ajustement moyens dont la longueur paraît peu plausible. Cependant, aucun signe de mauvaise spécification n'est révélé par les tests, à l'exception du test de Chow dont on parlera par la suite.

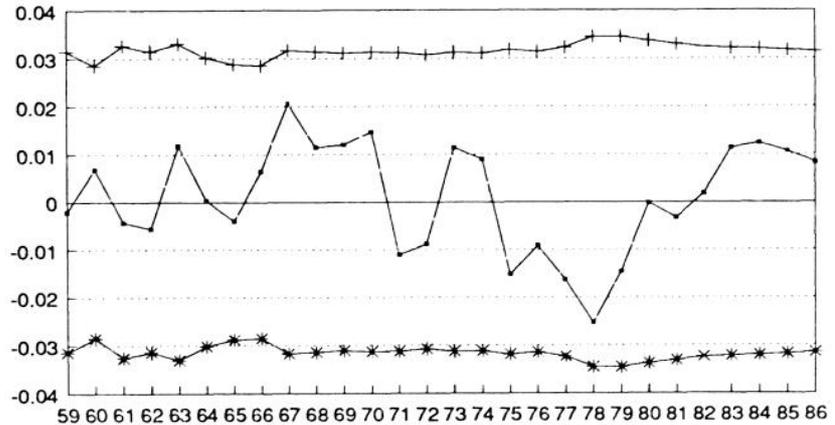
Les estimations des paramètres de correction hicksienne et d'actualisation de l'impôt de l'équation 5.1 sont fortement significatives et assez proches de l'unité dans les deux pays. Ces résultats confirment des estimations précédentes de hc et td obtenues par Nicoletti (1988b), Onofri (1987) et Rossi (1988) qui ont tous utilisé des modèles de consommation à la dynamique plus simple, mais s'opposent bizarrement aux estimations statiques de la section précédente. Ce contraste laisse penser que les effets de correction hicksienne et d'actualisation de l'impôt sont étroitement liés aux composantes d'ajustement de court terme du comportement de consommation. Une telle interprétation est d'ailleurs corroborée par les estimations à deux étapes : l'équation 5.2 donne des estimations de hc et td qui sont largement supérieures à celles correspondantes obtenues par les régressions de cointégration 4.1-4.2, bien que hc et td soient de fait contraints à zéro dans le terme de correction d'erreurs. Pour l'Italie, les estimations à deux étapes pour td sont de 0.49 pour c^n et de 0.61 pour c , tandis que pour la Belgique td passe de zéro à 0.26 pour c^n et à 0.29 pour c (dans le cas de la Belgique, aucune estimation de hc n'a pu être obtenue de l'équation 5.2 puisque ce paramètre ne fait pas partie des composantes de court terme de l'équation). Dans tous les cas de figure, les estimations de hc et td sont fortement significatives. La restriction à 1 du paramètre de correction hicksienne dans l'équation 5.3 n'est pas rejetée par le test du ratio de vraisemblance et sera donc gardée dans le reste de l'analyse.

L'actualisation de l'impôt à long et court terme

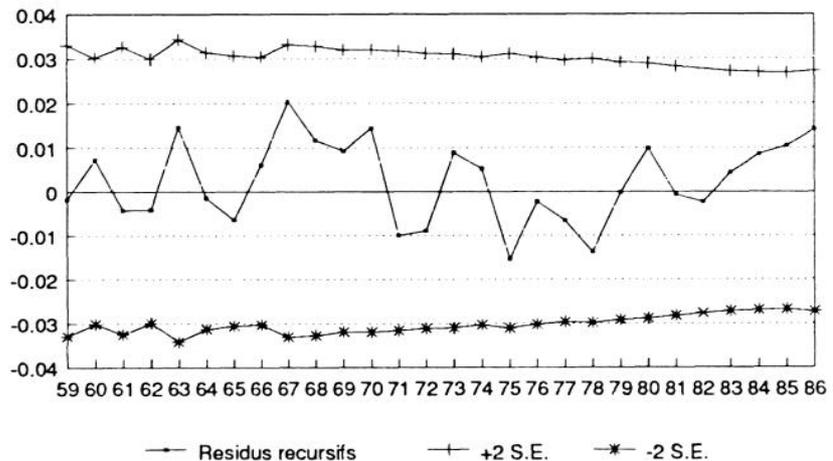
L'existence d'une divergence entre l'estimation statique et celle à correction d'erreurs indique que la considération explicite de la dynamique de court terme est un moyen important d'identification de l'effet de l'actualisation de l'impôt sur la consommation. Ces effets semblent être essentiellement générés au cours du processus d'ajustement de la consommation à son niveau d'équilibre de long terme. Une explication possible de ce phénomène est que la corrélation positive entre l'épargne privée et le déficit budgétaire ne se vérifie qu'en réaction aux politiques publiques de financement qui sont supposées imposer aux consommateurs des fardeaux supplémentaires à court terme dans la mesure où elles sont perçues comme des écarts à la « normalité ». Si cette interprétation se révèle correcte, on pourrait s'attendre à ce que la

spécification de long terme (1) soit relativement stable au cours du temps, alors que la représentation à correction d'erreurs (2) pourrait être affectée par des mouvements « transitoires » de la dynamique de la dette publique.

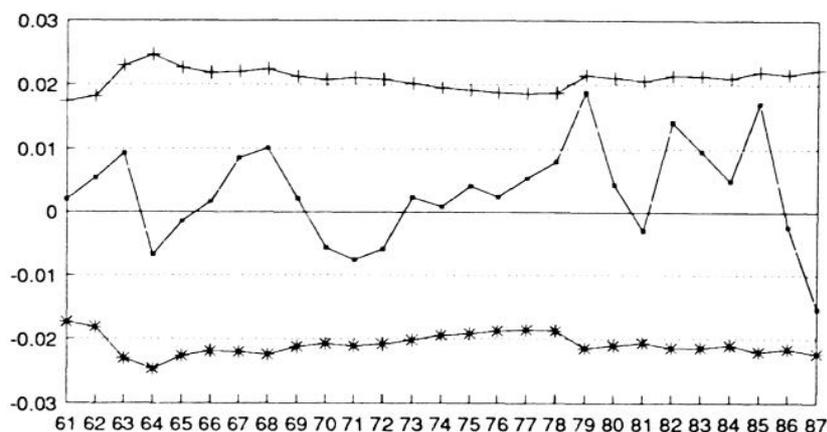
**4. Equation de cointégration :
Italie**
a - Résidus des estimations récursives (Cn)



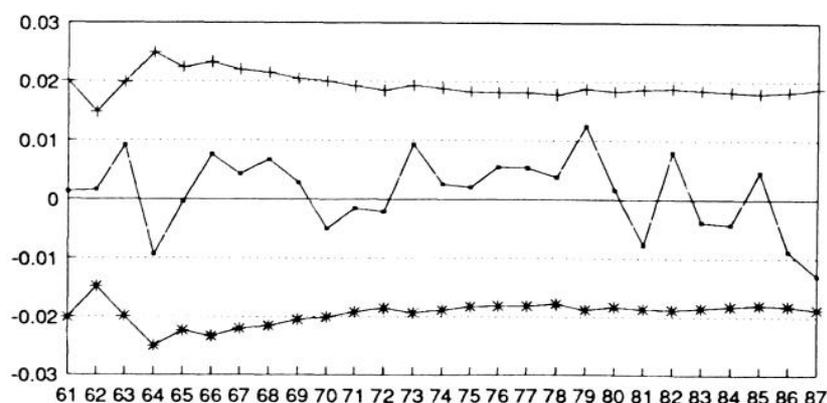
b - Résidus des estimations récursives (C)



Les graphiques 4 et 5 analysent la stabilité des vecteurs cointégrants en traçant les résidus *one step* issus des estimations récursives (par balayage) des régressions 4.1 (tableau 4). Le fait que ces résidus restent toujours à l'intérieur de l'intervalle de confiance voulu suggère que les estimations ne sont pas affectées de manière significative par le choix de la période d'observation, ce qui confirme notre conclusion précédente que la consommation à long terme est du type cycle de vie sans effets d'actualisation de l'impôt. Malheureusement, aucun test formel de stabilité ne peut être effectué sur la relation de long terme entre la consommation, le taux d'intérêt, le revenu et le patrimoine, puisque les résidus des MCO des régressions de cointégration ne peuvent généralement pas être considérés comme étant i.i.d..



5. Equation des cointégration : Belgique
a - Résidus des estimations récursives (Cn)



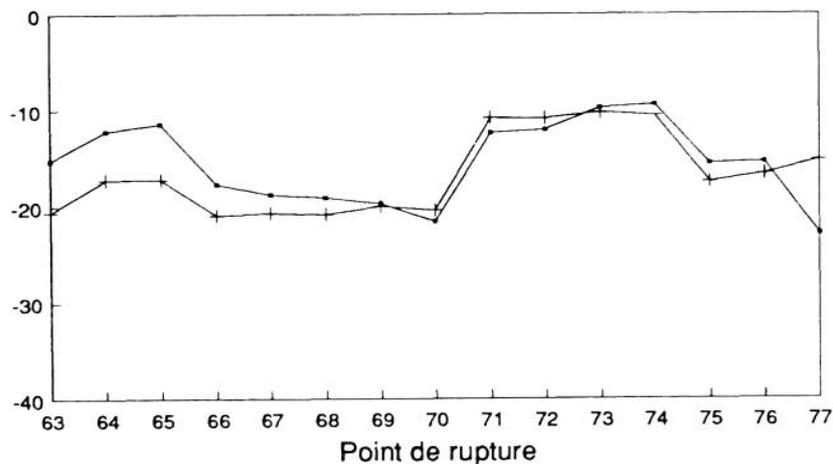
b - Résidus des estimations récursives (C)

—•— Résidus récursifs -+-+ 2 S.E. * -2 S.E.

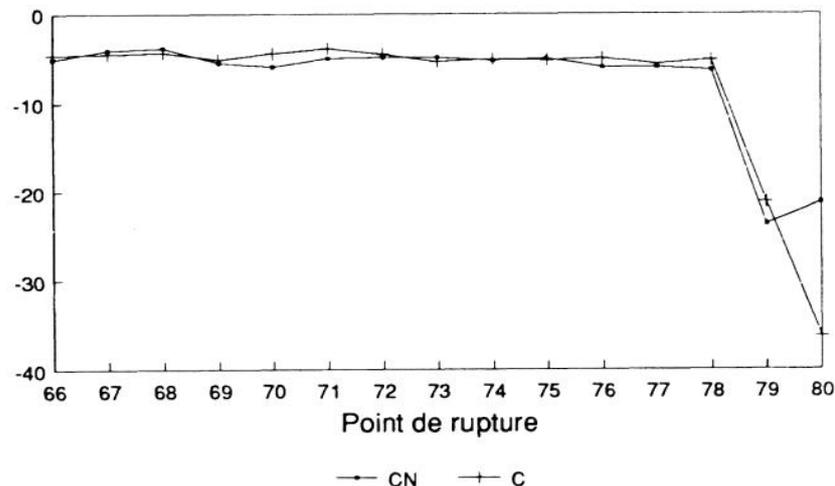
Les graphiques 6a et b analysent la stabilité du modèle de consommation dynamique. Le ratio de Quandt — calculé d'après les estimations récursives des équations à correction d'erreurs 5.3 — est tracé par rapport à des points de rupture possibles au cours de la période ⁽²⁴⁾. Le graphique pour la Belgique fait clairement ressortir qu'après une période de stabilité remarquable, la période 1978-79 constitue un point de rupture structurel important pour les équations. Le graphique pour l'Italie est plus compliqué à analyser : sur l'ensemble de la période, les équations sont moins stables si bien qu'il est difficile de mettre clairement en évidence les points de rupture structurels, même si 1971 et

(24) Le ratio de Quandt rapporte la somme des carrés des résidus de l'estimation non contrainte — obtenue par des régressions séparées avant et après la date considérée comme le point de rupture — à la somme des carrés des résidus de l'estimation contrainte sur l'ensemble de la période (Brown et alii, 1975). Bien que cette statistique ne soit pas un test formel pour la détermination des points de rupture, elle donne une indication sur la stabilité de la régression en identifiant, comme point de rupture potentiel, les dates auxquelles ce ratio présente les valeurs les plus faibles. Les ratios du graphique 3 sont issus des estimations récursives par balayage des équations 5.3 sur la base de 11 valeurs de td dans l'intervalle unitaire.

6. Statistique de
Quandt
a - Italie (1955-1986)

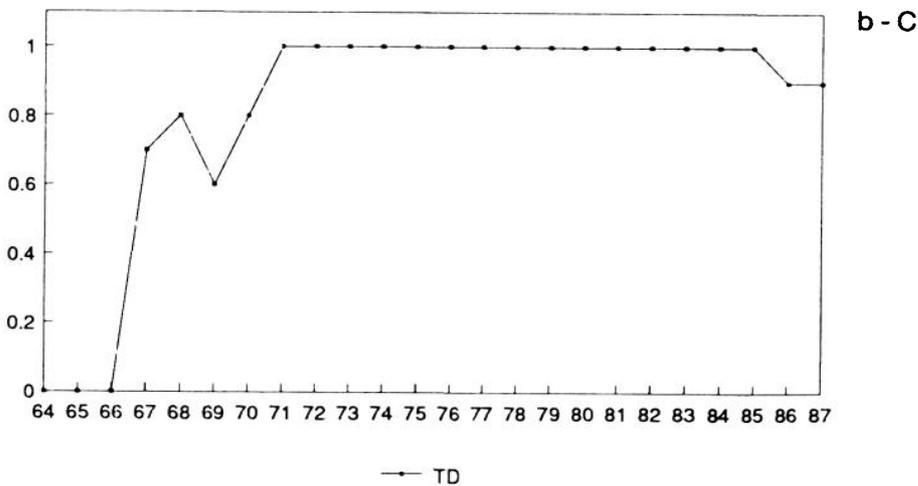
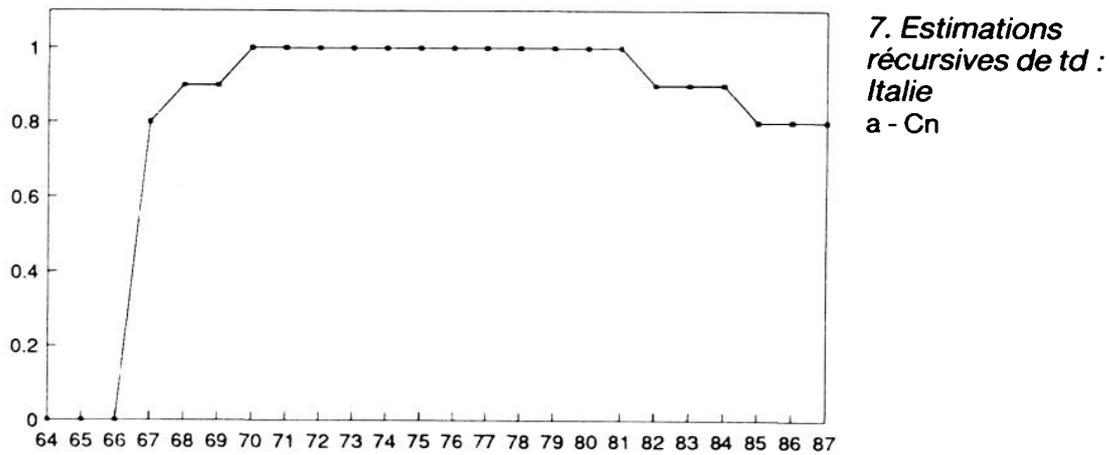


b - Belgique
(1957-1987)



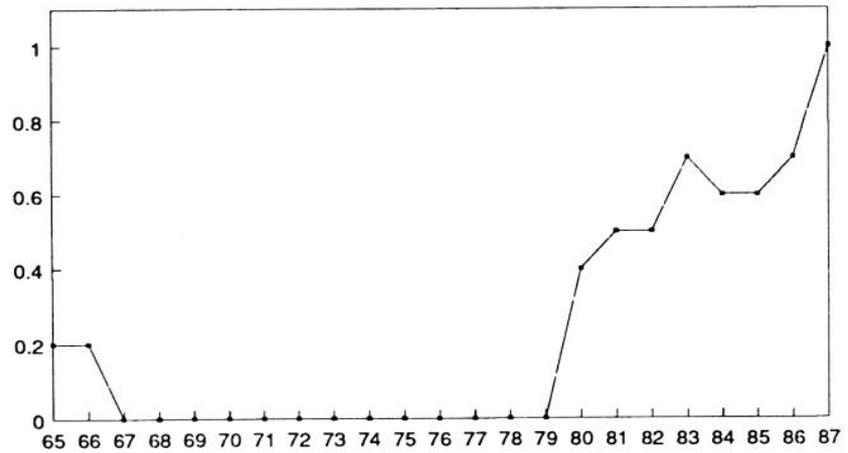
1976-78 peuvent paraître des candidats possibles. Les tests de Chow du tableau 5 confirment cette analyse graphique. Les résultats du test F_c indiquent la présence d'une rupture en 1978 pour la Belgique et deux ruptures en 1971 et 1977 (uniquement pour c) pour l'Italie. L'estimation d'élasticités au patrimoine et au revenu différentes au cours des deux sous-périodes 1955-76 et 1977-86 améliore considérablement la qualité de la régression 5.3 pour l'Italie, aboutissant notamment à des propensions et à des retards d'ajustement moyens plus plausibles, tout en laissant inchangés les autres coefficients ⁽²⁵⁾. Toutefois, il n'a pas été possible de mettre en relation les ruptures de 1971 pour l'Italie et 1978 pour la Belgique à des changements dans les valeurs des élasticités, qui au contraire paraissent plutôt stables avant et après ces deux dates.

(25) Dans les deux sous-périodes, les propensions estimées par rapport au revenu sont comprises entre 0,63 et 0,73, tandis que les propensions par rapport au patrimoine s'étalent entre 0,01 et 0,05. Les retards d'ajustement moyens de la consommation au revenu sont de l'ordre de 3,5 années pour cn et de 2 années pour c. Les estimations de td restent proches de l'unité pour les deux agrégats de consommation.

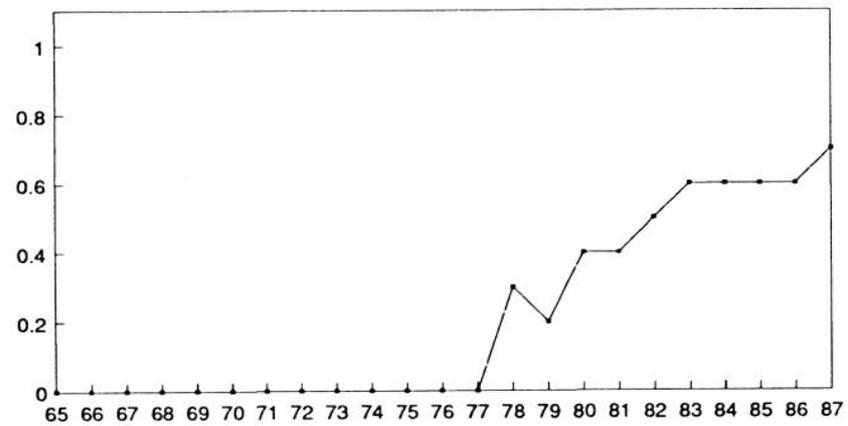


Il s'agit donc de déterminer la part de ces ruptures attribuable à la modification des politiques de financement et à leurs effets sur l'actualisation de l'impôt. Les graphiques 7 et 8 retracent les estimations récursives du paramètre d'actualisation de l'impôt pour l'Italie et la Belgique. Les courbes sont frappantes. Tant en Italie qu'en Belgique, les effets d'actualisation de l'impôt ne commencent à apparaître que dans les périodes correspondant à la modification des politiques de financement de l'Etat, qui sont mises en évidence par les graphiques 1, 2 et 3. En Belgique, td croît de zéro à 0.4 au cours de la période 1978-80 et tend graduellement vers 1 en 1987. En Italie td s'élève à près de 1 en 1967 et reste quasi stable par la suite. Le tableau 6 présente les résultats de diverses tentatives de modélisation d'un comportement d'actualisation de l'impôt variable dans le temps. L'analyse se base sur l'équation 5.3. Cependant, pour l'Italie, nous avons introduit des élasticité-revenu et élasticité-richeesse différentes dans les deux sous-périodes 1955-76 et 1977-86, afin de mieux tenir compte de cette source indépendante d'instabilité. Pour chaque pays, nous indiquons les estimations du maximum de vraisemblance de td pour l'ensemble de la

**8. Estimations
récursives de td :**
Belgique
a - Cn



b - C



→ TD

période et les estimations incluant des variables indicatrices qui isolent l'influence de l'actualisation de l'impôt avant et après les deux dates de rupture mises en évidence dans le tableau 5⁽²⁶⁾ : 1967 pour l'Italie et 1978 pour la Belgique. La statistique du ratio de vraisemblance teste l'hypothèse nulle de la stabilité avant et après ces dates.

Les résultats sont assez différents pour l'Italie et la Belgique. En Italie, les estimations de td restent stables et proches de l'unité au cours des deux sous-périodes et l'hypothèse nulle de la stabilité du paramètre ne peut être rejetée. Apparemment, ce résultat contredit la variation de td mise en évidence par les estimations récursives des graphiques 6. Cependant, la durée de la période de « stabilité » des politiques de financement du budget de l'Etat en Italie est probablement trop courte pour permettre d'identifier clairement des effets différents

(26) Les estimations des autres coefficients du modèle restent pratiquement inchangées.

6. Actualisation de l'impôt variable dans le temps
Estimation par le maximum de vraisemblance et tests de stabilité (a)

	ITALIE (1955-1986)				BELGIQUE (1956-1987)							
Modélisation de td	td=sin ² {a}				td=sin ² {a}				td=1-exp{-a(b/y)}			
Variable dépendante	c ⁿ		c		c ⁿ		c		c ⁿ		c	
Point de rupture	no	1967	no	1967	no	1978	no	1978	no	1978	no	1978
Paramètre estimé (b) :												
a									1,89 (3,47)		1,29 (3,98)	
td	1 (2,36)		0,92 (6,36)		1 (4,63)		0,74 (7,81)					
a1										0,31 (1,13)		0,85 (2,25)
td1		1 (3,32)		1 (3,21)		0,35 (4,27)		0,4 (4,18)				
a2										2,49 (2,46)		1,56 (3,43)
td2		0,94 (2,86)		0,89 (6,74)		1 (3,75)		0,79 (9,53)				
LR		0,08		0,44		11,62		7,13		8,16		1,74

Consommation privée et endettement public en Italie et en Belgique

(a) Sur la base de l'équation 5,3. Pour l'Italie, l'équation a été modifiée afin d'admettre des élasticités au revenu et au patrimoine différentes dans les sous-périodes 1955-1976 et 1977-1986.

(b) a et td sont les paramètres estimés sur toute la période ; a1, a2 et td1, td2 sont les paramètres estimés avant et après le point de rupture.

d'actualisation de l'impôt avant et après les changements de tendance suggérés par les graphiques 1 et 2. Par ailleurs, plutôt que refléter une rupture dans le comportement de consommation agrégée, la variation de td en 1967 pourrait être l'effet d'une instabilité normale des estimations du coefficient due au nombre réduit d'observations dans les régressions initiales. Ces résultats soulignent donc la nécessité d'une recherche supplémentaire, si possible sur une période plus longue.

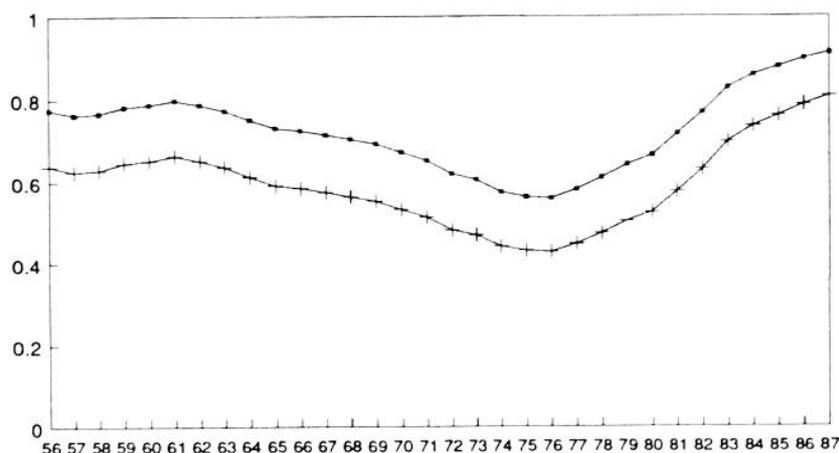
En Belgique, les estimations sont très différentes avant et après 1978, avec des valeurs deux à trois fois plus importantes dans la période plus récente, la stabilité du paramètre pouvant être rejetée au seuil de confiance de 1 %. Ces résultats sont cohérents avec l'hypothèse d'une relation entre le comportement d'actualisation de l'impôt et les changements de régime dans le mode de financement de l'Etat. Afin d'explorer davantage cette piste, nous avons modélisé explicitement l'évolution de td au cours du temps, en exprimant le comportement d'actualisation de l'impôt comme une fonction non linéaire du ratio dette publique sur revenu national. Ce ratio est un bon indicateur de la tendance de la politique de financement de l'Etat, étant à la fois une mesure synthétique des choix passés et une variable qui conditionne le futur. Le tableau 6 montre les estimations du maximum de vraisemblance du modèle d'actualisation de l'impôt non linéaire suivant, qui a été inclus dans l'équation 5.3 ⁽²⁷⁾ :

$$td = 1 - e^{-a \frac{B}{Y}}$$

où a est le paramètre à estimer. Le tableau indique, pour chaque agrégat de consommation, les estimations de a sur l'ensemble de la période, l'estimation de ce paramètre obtenue à l'aide de variables indicatrices avant et après la rupture de 1978 et les tests du ratio de vraisemblance de la stabilité des paramètres dans les deux sous-périodes.

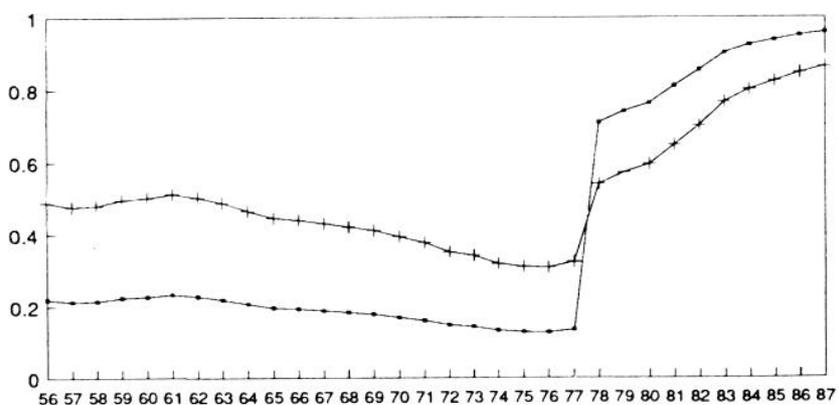
La dépendance de l'effet d'actualisation de l'impôt du ratio d'endettement public n'est pas rejetée par les données. Le fait que l'estimation de a sur l'ensemble de la période soit fortement significative confirme la corrélation positive déjà observée entre td et (B/Y') . De plus, les estimations de a sont plus importantes et plus significatives sur la période 1978-87 (paramètre a_2), et l'hypothèse de la stabilité du paramètre est fortement rejetée dans le cas de la consommation de biens non durables. Il semblerait donc que la dépendance de td du ratio d'endettement soit un phénomène qui apparaît surtout lorsque, comme en 1978, on a assisté à une brutale inversion de tendance dans le comportement temporel de cet indicateur. Le profil temporel de td impliqué par les estimations de a sur l'ensemble de la période ainsi que par celles utilisant des variables indicatrices est illustré dans les graphiques 9a et b. Les deux courbes du premier graphique montrent que l'effet d'actua-

(27) Cette transformation non linéaire permet de satisfaire la contrainte *a priori* que les valeurs du paramètre d'actualisation de l'impôt appartiennent à l'intervalle unitaire.



9. Modélisation de td : Belgique (1956-1987)

a. $td = 1 - \text{EXP} [a^* (b/y)]$



b. Point de rupture : 1978

$td = 1 - \text{EXP} [a1^* d1^* (b/y) + a2^* d2^* (b/y)]$

—•— cn - - - + - c

$d1 = 1$ en 57-78, 0 en 79-87
 $d2 = 0$ en 57-78, 1 en 79-87

lisation de l'impôt était relativement faible et décroissant avant 1978, croissant après. Le second graphique montre — pour l'agrégat c^n notamment — l'effet déclenchant de la variation de la dynamique du ratio d'endettement sur le paramètre d'actualisation de l'impôt.

Conclusion

Si les consommateurs actualisent les impôts futurs, l'accumulation de dette publique est partiellement, voire totalement, compensée par un accroissement de l'épargne du secteur privé et n'a pas de conséquences à long terme sur la formation de capital. Les expériences de l'Italie et de la Belgique suggèrent que toute corrélation positive entre le déficit budgétaire et l'épargne privée est strictement liée à l'ajustement à court terme de la consommation à son niveau d'équilibre. Plus

encore, la relation entre la dette publique, les déficits et la consommation privée n'est pas nécessairement stable dans le temps et pourrait bien dépendre des caractéristiques des politiques d'endettement public. Alors que l'expérience pour l'Italie est ambiguë à ce sujet, le cas de la Belgique indique que la variation de l'effet d'actualisation de l'impôt au cours du temps coïncide avec des changements de tendance marqués dans les politiques de financement de l'Etat. Un effet ricardien important n'apparaît que lorsque les politiques gouvernementales passent d'un profil temporel stable à une phase d'instabilité — caractérisée par des déficits budgétaires chroniques et une croissance rapide de la dette publique. De plus, lorsque la dynamique de la dette est explosive, l'actualisation de l'impôt peut être modélisée par une fonction croissante du ratio d'endettement. Une interprétation possible d'un tel résultat est que l'actualisation de l'impôt est un phénomène contingent, causé par la crainte de politiques instables et des coûts futurs, en termes d'une plus lourde pression fiscale, que le retour à la stabilité pourrait imposer aux consommateurs.

Références bibliographiques

- BANERJEE A., J.J. DOLADO, D.F. HENDRY et G.W. SMITH, 1986 : « Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics Through Static Models: Some Monte Carlo Evidence », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 48, n° 3, 253-277.
- BERNHEIM B.D., 1987 : « Ricardian Equivalence: an Evaluation of Theory and Evidence », *NBER Macroeconomic Annual*, Cambridge University Press, Cambridge.
- BOX M.J., 1966 : « A Comparison of Several Current Optimization Methods, and the Use of Transformations in Constrained Problems », *The Computer Journal*, vol. 9, 67-77.
- BROWN R.L., J. Durbin et J.M. Evans, 1975 : « Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time », *Journal of the Royal Statistical Society*, vol. 37, n° 2, 149-163.
- CAMPBELL J.Y. et A. S. DEATON, 1987 : « Is Consumption too Smooth ? », *NBER Working Paper* n° 2134.
- CURRIE D. , 1981 : « Some Long-Run Features of Dynamic Time-Series Models », *The Economic Journal*, vol. 91, septembre, 704-715.
- DAVIDSON J.E.H., D.F. HENDRY, F. SRBA et S. YEO, 1978 : « Econometric Modelling of the Aggregate Time-series Relationship Between Consumers' Expenditure and Income in the U.K. », *The Economic Journal*, vol. 88, décembre, 661-92.

- DEATON A.S., 1977 : « Involuntary Saving Through Unanticipated Inflation », *American Economic Review*, vol.67, 899-910.
- DICKEY D.A. et W.A. FULLER, 1981 : « Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root », *Econometrica* « MDNM », vol. 49, n° 4, juillet.
- ENGLE R.F. et C.W.J. GRANGER, 1987 : « Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing », *Econometrica*, vol. 55, n° 2, mars, 251-276.
- ESCRIBANO A., 1987 : « Error-Correction Systems : Non Linear Adjustments to Linear Long Run Relationships », *CORE Discussion Paper*, Louvain.
- FARRELL M., 1970 : « The Magnitude of Rate of Growth' Effects on Aggregate Savings », *The Economic Journal*, décembre, 873-894.
- FELDSTEIN M., 1980 : « International Differences in Social Security and Saving », *Journal of Public Economics*, vol. 12, 225-244.
- FULLER W.A., 1976 : *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley and Sons, New York, NY, 366-386.
- GOURIEROUX C., F. MAUREL et A. MONFORT, 1987 : « Regression and Non-Stationarity », *Ecole nationale de statistique et d'administration économique*, INSEE, Document de travail n° 8708.
- GRAHAM J.W., 1987 : « International Differences in Saving Rates and the Life Cycle Hypothesis », *European Economic Review*, vol. 31, 1509-1529.
- GRANGER C.W.J., 1986 : « Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 48, n° 3, 213-228.
- GRUEN D.W.R., 1988 : « Ignorance and Ricardian Equivalence (or Keynesians of the World Unite, You Have Nothing to Lose but Your Bonds) », *Australian National University, Working Papers in Economics and Econometrics*, n°.165, juillet.
- HANSEN B.E. et P.C.B. PHILLIPS, 1988 : « Estimation and Inference in Models of Cointegration : A Simulation Study », *Cowles Foundation Discussion Paper* n°.881, juillet.
- HARVEY A.C., 1981 : *The Econometric Analysis of Time-Series*, John Wiley and Sons, New York.
- HENDRY D.F., 1983 : « Econometric Modelling : The « Consumption Function » in Retrospect », *Scottish Journal of Political Economy*, vol. 30, n° 3, novembre, 193-220.
- HENDRY D.F. et J.F. Richard, 1982 : « On the Formulation of Empirical Models in Dynamic Econometrics », *Journal of Econometrics*, vol. 20, 3-33.
- HENDRY D.F. et T. VON UNGERN-STERNBERG, 1981 : « Liquidity and Inflation Effects on Consumers' Behavior » in A. Deaton (ed.), *Essays in the Theory and Measurement of Consumers' Behaviour*, Cambridge University Press, Cambridge.
- JUMP G.V., 1980 : « Interest Rate, Inflation Expectations, and Spurious Elements in Measured Real Income and Saving », *American Economic Review*, vol. 70, n° 5, 990-1004.
- KIMBALL M.S. et N.G. MANKIW, 1988 : « Precautionary Saving and the Timing of Taxes », *NBER Working Paper* n° 2680.
- MANKIW, N.G. et M.D. SHAPIRO, 1985 : « Trends, Random Walks and Tests of the Permanent Income Hypothesis », *Journal of Monetary Economics*, vol. 16, 165-174.

- MODIGLIANI F., 1970 : « The Life Cycle Hypothesis of Saving and Intercountry Differences in the Saving Ratio », in Eltis, Scott and Wolfe (eds.) *Induction, Growth and Trade : Essays in Honour of Sir Roy Harrod*, Clarendon Press, Oxford, 197-226.
- MODIGLIANI F., 1975 : « The Life Cycle Hypothesis of Saving Twenty Years Later », in M. Parkin and A.R. Nobay (eds.) *Contemporary Issues in Economics*, Manchester University Press, Manchester.
- MODIGLIANI F., 1986 : « Life-cycle, Individual Thrift and the Wealth of Nations », *American Economic Review*, vol. 76, n° 3, 297-313.
- MODIGLIANI F. et T. JAPPELLI, 1987 : « Fiscal Policy and Saving in Italy since 1860 », in M. Boskin, J.S. Flemming and S. Gorini (eds.) *Private Saving and Public Debt*, Basil Blackwell, Oxford, 126-70.
- MODIGLIANI F., T. JAPPELLI et M. PAGANO, 1985 : « L'impatto della politica fiscale e dell'inflazione sul risparmio nazionale : il caso italiano », *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, juin, 91-126.
- NELSON C.R. et C.I. PLOSSER, 1982 : « Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series : Some Evidence and Implications », *Journal of Monetary Economics*, vol.10, 139-162.
- NICKELL S., 1985 : « Error Correction, Partial Adjustment and All That : An Expository Note », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 47, n° 2, 119-129.
- NICOLETTI G., 1988a : « Private Consumption, Inflation and the 'Debt Neutrality Hypothesis' : The Case of Eight OECD Countries », *OECD Department of Economics and Statistics Working Paper* n° 50, janvier.
- NICOLETTI G., 1988b : « A Cross-Country Analysis of Private Consumption, Inflation and the « Debt Neutrality Hypothesis » », *Etudes économiques de l'OCDE*, n° 11.
- ONOFRI P., 1988 : « Analisi empirica delle relazioni tra consumo e debito pubblico in Italia (1970-84) », in A. Graziani (ed.) *La spirale del debito pubblico*, Il Mulino, Bologne.
- PERRON P., 1988 : « Trends and Random Walks in Macroeconomic Time-Series : Further Evidence from a New Approach », *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 12, 297-332.
- PHILLIPS P.C.B., 1988 : « Reflections on Econometric Methodology », *Cowles Foundation Discussion Paper* n° 893, décembre.
- PHILLIPS P.C.B. et S.N. DURLAUF, 1986 : « Multiple Time-Series Regression with Integrated Processes », *Review of Economic Studies*, vol. LIII, 473-495.
- PHILLIPS P.C.B. et B.E. HANSEN, 1989 : « Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes », *Cowles Foundation Discussion Paper* n° 869-R, avril.
- PHILLIPS P.C.B. et P. PERRON, 1988 : « Testing for a Unit Root in Time-Series Regression », *Biometrika*, vol. 75, n° 2, 335-346.
- PHILLIPS P.C.B. et S. OULIARIS, 1990 : « Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration »,
- POTERBA J.M. et L.H. SUMMERS, 1987 : « Finite Lifetimes and the Effects of Budget Deficits on National Saving », *Journal of Monetary Economics*, vol. 20, 369-391.
- POWELL M.J.D., 1972 : « Problems Related to Unconstrained Optimization », in W. Murray (ed.) *Numerical Methods for Unconstrained Optimization*, Academic Press, Londres, 29-55.

- ROSSI N., 1988 : « The Impact of Fiscal Policy and Inflation on National Saving : A Comment », *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*.
- SALMON M., 1982 : « Error Correction Mechanisms », *The Economic Journal*, septembre, 615-629.
- SARGAN J.D. et A. BHARGAVA, 1983 : « Testing Regression Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk », *Econometrica*, vol. 51, n° 1, janvier, 153-174.
- STOCK J.H., 1987 : « Asymptotic Properties of Least Squares Estimators of Cointegrating Vectors », *Econometrica*, vol.55, n° 5, septembre, 1035-1056.
- STOCK J.H. et K.D. West, 1988 : « Integrated Regressors and Tests of the Permanent-Income Hypothesis », *Journal of Monetary Economics*, vol. 21, 85-95.
- TOWNEND J.C., 1976 : « The Personal Saving Ratio », *Bank of England Quarterly Bulletin*, vol.16, 53-61.

ANNEXE

Sources des données et définitions

Les séries de base utilisées sont :

- C^d = consommation privée de bien durables
- C = consommation privée totale
- Y' = revenu national
- S = excédent budgétaire des administrations publiques
- IG = paiement d'intérêts nets des administrations publiques
- G = achat de biens et services par les administrations publiques
- B = dette publique
- KBV = stock de capital du secteur business (volume)
- KHV = stock de capital résidentiel (volume)
- KF = avoirs nets d'actifs étrangers
- NR = taux d'intérêt nominal à long terme
- PC = déflateur de la consommation privée
- PIB = déflateur de la formation brute de capital fixe dans le secteur privé (non résidentiel)
- PIH = déflateur de la formation brute de capital fixe résidentiel
- POP = population

Les séries suivantes ont été calculées :

- $C^n = C - C^d$ = consommation privée de biens non durables
- $T = S + G + IG$ = impôts nets des transferts
- $Y^{d'} = Y' - T + IG$ = revenu disponible du secteur privé
- $KB = KBV \cdot PIB$
- $KH = KHV \cdot PIH$
- $W' = KB + KH + KF$ = patrimoine du secteur privé
- $R = NR - ((PC/PC_{.1}) - 1)$ = taux d'intérêt réel

Toutes les variables sont déflatées par PC et exprimées par unité de POP.

Italie

Les comptes nationaux italiens ont été révisés en 1985. Les données rétrospectives de la nouvelle comptabilité ne sont disponibles qu'à partir de 1970. Par conséquent, les données pour C^d , C et Y' se basent sur l'ancien système des comptes nationaux. Pour la période 1986-87 ces séries ont été estimées sur la base des taux de croissance des séries correspondantes dans le nouveau système des comptes nationaux. Plusieurs séries ont pu être étendues à la période 1952-59 grâce aux données de Modigliani, Jappelli et Pagano (1985), qui ont été gentiment mises à disposition par ces auteurs. Les sources originales sont les suivantes :

C^d , C , Y' , G , PC , PIB , PIH : OCDE, *Comptes nationaux*.

S , IG : 1952-79 *Annuario di Contabilità Nazionale*, ISTAT ; 1980-87 Banca d'Italia, *Relazione Annuale*, Appendice Statistica.

- NR : FMI, *Statistiques financières internationales* (Taux de rendement des obligations d'Etat à moyen terme).
- POP : *Annuaire démographique des Nations Unies* (estimations de milieu d'année).
- KBV, KHV : « Ricostruzione di serie storiche settoriali dell'economia italiana », A. Heimler and C. Milana, Consiglio Nazionale delle Ricerche, Progetto finalizzato economia, Working Paper, 1986.
- KF : 1952-75 « Il sistema degli stati patrimoniali per l'economia italiana (1948-81) », G. Della Torre, *Studi e informazioni*, Banca Toscana, 1984 ;
1976-87 Banca d'Italia, *Relazione Annuale*, Appendice Statistica.
- B : 1950-59 estimé à partir des taux de croissance de la dette du gouvernement central ;
1960-84 « L'indebitamento pubblico in Italia : evoluzione, prospettive, problemi », *Rapporto alla V Commissione della Camera dei Deputati*, L. Spaventa, G. Morcaldo e P. Zanchi, 1984 ;
1985-87 Banca d'Italia, *Relazione Annuale*, Appendice Statistica.

Belgique

- KF : 1950-59 estimé par cumul des balances courantes (OCDE, *Comptes nationaux*) ;
1960-84 « De Financiële Rekeningen en Stroomtabellen van België 60-84 », *Planning Papers*, Bureau du Plan, Bruxelles ;
1985-86 estimé par cumul des balances courantes (OCDE, *Comptes nationaux*).
- POP : *Annuaire démographique des Nations Unies* (estimations de milieu d'année)

Les autres séries ont été fournies sur disquette par le Bureau du Plan, Bruxelles.