

# Endettement public et taux d'intérêt

## Une étude empirique

**Alexandre Mathis**

*Département des études de l'OFCE*

*L'objet de ce travail est d'étudier empiriquement l'influence de la croissance de la dette publique sur un ensemble de grandeurs macroéconomiques, plus particulièrement le taux d'intérêt. L'approche utilisée fait appel à l'analyse des séries chronologiques vectorielles et diffère donc de l'économétrie classique. On montre qu'une accélération de la croissance de la dette publique a des effets défavorables sur la balance des paiements courants par l'intermédiaire d'une augmentation induite du revenu. Le besoin de financement provoque alors une hausse du taux d'intérêt.*

Au cours des années quatre-vingt, l'endettement public a fortement augmenté dans la plupart des pays occidentaux. En Europe l'essentiel de l'accroissement s'est produit pendant la première moitié de la décennie.

Les causes et conséquences de ce phénomène ont été abondamment étudiées, notamment dans cette revue <sup>(1)</sup>. Toutefois, s'il est généralement admis qu'un niveau anormalement élevé des taux d'intérêt peut conduire, par son effet sur l'activité et sur la charge de la dette, à un processus auto-entretenu de croissance de l'endettement, l'effet réciproque de la variation de la dette sur le taux d'intérêt est matière à davantage de controverses.

---

(1) Voir notamment : Anyadike-Danes, 1985 ; Le Cacheux et Vasseur, 1985 ; Artus et Fitoussi, 1989.

### 1. Dette publique

En % du PIB

	Allemagne	France	Italie	Royaume- Uni	Europe 12
1980	32,7	24,6	58,5	52,2	42,6
1984	41,4	31,8	77,1	58,4	54,0

Source : Rapport économique annuel 1988-1989, préparer l'échéance de 1992. *Economie européenne* n° 38, novembre 1988.

Dans une première phase la controverse portait sur l'ampleur de l'éviction de la dépense privée que le financement par emprunt de la dépense publique allait provoquer. On supposait généralement que, quel que soit l'environnement économique, le déficit public conduirait à une augmentation du taux d'intérêt national, en économie fermée comme en économie ouverte, dès lors que les marchés internationaux de capitaux n'étaient pas parfaitement intégrés. Mais les monétaristes soutenaient que l'éviction des investissements et/ou des exportations — en raison de la hausse des taux d'intérêt et de l'appréciation de la monnaie — compensait exactement l'effet expansionniste du déficit budgétaire, alors que, pour les keynésiens, cette éviction ne devait être que partielle.

Aujourd'hui, c'est l'effet même du déficit budgétaire sur le taux d'intérêt qui est remis en cause par la théorie de l'«équivalence ricardienne» (Barro, 1974)<sup>(2)</sup>. Le financement par emprunt de la dépense publique s'accompagnerait d'une augmentation équivalente de l'épargne privée dans l'anticipation d'un remboursement futur, capital et intérêt, de la dette publique accumulée : à dépense publique constante, moins d'impôts aujourd'hui signifie plus d'impôts demain et les agents privés seraient suffisamment rationnels pour modifier en conséquence leurs comportements de consommation et d'épargne, le résultat étant une invariance de l'épargne nationale, somme algébrique de la désépargne publique et de l'épargne privée, donc une absence d'effet sur le taux d'intérêt.

Pour trancher entre ces deux approches, il aurait fallu que les nombreuses études empiriques conduites sur le sujet produisent des résultats convergents. Cela n'est pas le cas et les résultats abondent qui contredisent l'une ou l'autre de ces thèses. La plupart des travaux écono-

---

(2) C'est dans les écrits de David Ricardo (1957, 1962) que l'on trouve la première exposition de cette thèse. L'économiste classique ne croyait cependant pas à sa pertinence empirique.

métriques existants ne font pas apparaître une relation forte entre la croissance de la dette publique et le taux d'intérêt (Evans 1985). Quant à la validité empirique de la proposition d'«équivalence ricardienne», elle reste une question ouverte (Masson et Knight 1986).

C'est que les procédures économétriques classiques fondées sur le test de modèles structurels (théoriques) se heurtent à la difficulté de modéliser *a priori* les réactions des agents aux changements de politique économique et le processus de formation de leurs anticipations.

C'est la raison qui nous a fait choisir une approche sans *a priori* théorique, dont les résultats soient susceptibles à la fois de décrire les causalités lorsqu'elles existent et le modèle qui les contient. Cette démarche, fondée sur l'analyse des séries chronologiques et les processus stochastiques vectoriels, permet d'étudier les propriétés statistiques des données et les relations dynamiques entre variables. Elle diffère de l'économétrie classique, qui repose sur l'inférence, à partir d'un modèle dynamique totalement identifié et spécifié *a priori*, en ce qu'elle permet d'«identifier» le modèle lui-même à partir des données que l'on veut analyser.

La méthode utilisée est présentée succinctement dans la première section, tandis que les résultats obtenus pour la France sont discutés dans la deuxième section.

## Présentation méthodologique

La présentation des méthodes utilisées dans cette étude est limitée à l'essentiel, les divers encadrés donnant, sans démonstration, quelques résultats techniques.

L'ensemble des  $r$  variables à modéliser constitue, à l'instant  $t$ , un vecteur à  $r$  composantes. La suite de ces observations au cours du temps constitue une série chronologique vectorielle, que nous supposons de longueur  $T$ . Pour pouvoir représenter cette série à l'aide d'un petit nombre de paramètres, nous ferons l'hypothèse qu'elle est faiblement stationnaire <sup>(3)</sup>, hypothèse qui semble vérifiée dans le contexte de la présente étude.

---

(3) i.e. que les premier et deuxième moments sont indépendant du temps, c'est-à-dire la moyenne, la variance et toutes les covariances.

Les modèles utilisés ici appartiennent à la classe des modèles autorégressifs vectoriels. Dans ce type de représentation une variable, à l'instant  $t$ , est expliquée par un nombre fini de valeurs de son propre passé et du passé des autres variables, plus une innovation. Ce terme d'innovation mesure notre ignorance : ce qui ne peut être expliqué par les variables considérées, mais aussi l'erreur de prévision lorsque le modèle est utilisé pour prévoir (encadré 1).

## 1. Processus autorégressif vectoriel

Soit le processus  $(Y_t)$   $t \in Z$  à valeur dans  $R^r$ , centré et faiblement stationnaire. Un modèle autorégressif vectoriel d'ordre  $p$  peut être écrit :

$$(1) \quad Y_t - \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} = Z_t$$

où  $Z_t$  est un bruit blanc vectoriel de matrice de variances-covariances  $\Sigma$ , et les  $A_i$  sont des matrices carrées  $r \times r$ .

$$A(z) = I_r - \sum_{i=1}^p A_i z^i$$

étant un polynôme à coefficients matriciels, on fait l'hypothèse que les racines du déterminant  $|A(z)|$  sont toutes de module strictement supérieur à 1, (représentation stationnaire).

L'identification du modèle requiert que l'on détermine le nombre de retards pertinents pour chaque variable, ainsi que la structure causale du modèle. Les retards sur les variables sont déterminés à l'aide d'un critère d'information (Akaike, 1970), qui réalise un compromis entre la capacité de prévision d'un modèle et sa complexité, c'est-à-dire le nombre des retards pris en compte pour chacune des variables. Les relations de causalité<sup>(4)</sup> sont analysées à l'aide de modèles autorégressifs bivariés (encadré 2).

---

(4) Rappelons simplement que la causalité au sens de Granger est définie en termes de prédiction d'une variable par une autre : on dira que  $x$  cause  $y$  si la prédiction de  $y$  peut être améliorée en introduisant l'information relative au passé de  $x$  plutôt qu'en ne l'utilisant pas.

## 2. Causalité dans un modèle autorégressif bivarié

Soit  $(x_t, y_t)^T$  une série bivariée centrée, faiblement stationnaire. Soit le modèle AR (p) non contraint :

$$(2) \quad \begin{bmatrix} \phi_{11}(B) & \phi_{12}(B) \\ \phi_{21}(B) & \phi_{22}(B) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} z_{1t} \\ z_{2t} \end{bmatrix}$$

où  $(z_{1t}, z_{2t})^T$  est un bruit blanc bivarié de matrice de variances-covariances  $\Sigma^a$ .

La matrice  $\Phi(B) = [\phi_{i,j}]_{i,j=1,2}$  est une matrice de polynômes en B de degré p, où B est l'opérateur retard tel que  $Bx_t = x_{t-1}$ .

L'hypothèse de non-causalité se traduit simplement par la nullité des polynômes  $\phi_{21}(B)$  et/ou  $\phi_{12}(B)$

avec $\phi_{21}(B) \equiv 0$	x ne cause pas y
avec $\phi_{12}(B) \equiv 0$	y ne cause pas x
avec $\phi_{21}(B) \equiv 0$ et $\phi_{12}(B) \equiv 0$	non causalité mutuelle

Comme le montre l'encadré 2, les tests de causalité sont en fait des tests de non-causalité. Aussi, pour parvenir à une conclusion correcte, il ne suffit pas de tester la causalité dans le sens donné par la théorie économique, mais il faut effectuer tous les tests possibles correspondants aux modèles<sup>(5)</sup>.

La procédure de construction du modèle peut être résumée de la façon suivante :

— effectuer tous les tests de causalité sur tous les couples possibles parmi l'ensemble de variables à modéliser. Pour chaque variable on obtient ainsi un ensemble de variables dites « causales » ;

---

(5) Le lecteur intéressé par les combinaisons possibles des résultats des tests peut se référer par exemple à Caines-Chan, 1975.

— déterminer la forme de l'équation de chaque variable en introduisant pas à pas ses variables « causales », le critère d'information étant utilisé pour identifier les retards pertinents (Hsiao, 1982) ;

— une fois la structure du modèle complètement déterminée, estimer alors celui-ci en bloc.

Outre le fait qu'elle peut être assimilée à une forme réduite d'un modèle structurel, la représentation autorégressive vectorielle est commode dans la mesure où il existe une représentation alternative en termes de moyenne mobile infinie (encadré 3). Dans cette dernière représen-

### 3. Représentation moyenne mobile infinie

Le modèle (1) sous l'hypothèse de l'encadré 1 peut être réécrit sous la forme :

$$(4) \quad Y_t = \sum_{i=0}^{\infty} C_i Z_{t-i}$$

où les  $C_i$  sont des matrices carrées  $r \times r$ ,  $C_0 = I_r$  et  $Z_t$  est un processus bruit blanc vectoriel de matrice de variances-covariances  $\Sigma$

Il est possible d'orthonormaliser la matrice  $\Sigma$  (par une décomposition classique de Cholesky). En supposant maintenant  $C_0^*$  triangulaire basse, on a alors la représentation :

$$(5) \quad Y_t = \sum_{i=0}^{\infty} C_i^* \varepsilon_{t-i}$$

où  $\varepsilon_j$  est un processus bruit blanc vectoriel de matrice de variances-covariances  $I_r$ , dont les composantes sont orthogonales entre elles.

En notant

$$C_j^* = (C_j^{ik})_{i,k=1,\dots,r}$$

un choc unitaire sur la composante  $\varepsilon_0^k$  de  $\varepsilon$ , c'est-à-dire en fait sur la variable  $Y^k$ , se propage sur la composante  $Y^i$  comme suit :

$$(6) \quad Y_t^i = \sum_{j=0}^{+\infty} \sum_{k=1}^r C_j^{ik} \varepsilon_{t-j}^k$$

Ce choc va modifier  $Y_t^i$  de  $C_t^{ik}$ . La suite des  $C_t^{ik}$   $t = 1, 2, \dots$  représente l'évolution au cours du temps de la répercussion du choc. Le niveau de variation en  $T$  de  $Y^i$  peut être mesuré par

$$\sum_{t=0}^T C_t^{ik}$$

tation, chaque variable est expliquée par toutes les innovations passées et présentes. Une telle formulation est particulièrement utile pour l'étude de la propagation d'un choc exogène dans le modèle (Sims 1980) : un choc exogène, à l'instant  $t$ , sur une variable est alors simplement un choc sur l'innovation correspondant à cette variable. C'est donc cette représentation que nous retiendrons pour étudier les réponses à divers chocs exogènes, notamment ceux qui affectent la croissance de la dette publique.

## Résultats empiriques

Pour étudier les effets des variations de la dette publique, nous avons retenu six variables dont les théories disponibles induisent à penser qu'il existe entre elles des relations, et qui forment un ensemble économiquement homogène. Le vecteur constitué par celles-ci est noté :

$$(D_t, y_t, \Pi_t, N_t, r_t, m_{1t})^T$$

où  $D$  est le taux de croissance de la dette publique,  $y$  le taux de croissance du PIB marchand,  $\Pi$  le pourcentage d'accroissement du déflateur du PIB marchand,  $N$  la variation du solde courant,  $r$  la variation du taux d'intérêt et  $m_1$  le taux de croissance de la masse monétaire (La définition exacte des variables et les sources statistiques sont données dans l'annexe1). La série vectorielle ainsi définie pouvant être assimilée à une série faiblement stationnaire, on peut lui appliquer la méthodologie présentée dans la section précédente.

Avant d'en discuter les résultats, il convient de signaler qu'un premier modèle faisant intervenir seulement cinq variables parmi les six (à l'exclusion de  $N_t$ , le compte courant) a été construit. Ces cinq variables recouvrent l'essentiel des relations économiques sous-jacentes à une économie fermée financièrement. On pouvait en effet supposer que la France, dotée d'un mécanisme de contrôle des changes et des mouvements de capitaux, était assimilable, au début de la décennie, à une économie financièrement fermée et que, de ce fait, une variation de la croissance de la dette publique ne devait affecter que faiblement le compte courant. Dans un contexte de faible mobilité internationale des capitaux, l'impact d'une variation de la dette publique devrait en effet porter sur le taux d'intérêt. Les mauvais résultats empiriques de ce modèle a conduit à rejeter le raisonnement en économie fermée et à intégrer l'influence de l'extérieur au travers du compte courant (Deniau et alii, 1989).

Pour ne pas alourdir la présentation, les résultats intermédiaires à la méthodologie (notamment ceux concernant la causalité) ne sont

pas reproduits ici. Le modèle final auquel aboutit la procédure d'estimation est présenté en annexe 2. L'examen détaillé de sa structure n'est pas l'objet de cette étude, mais on notera que les résultats obtenus en analysant la réponse du modèle à différents chocs exogènes permettent aisément d'en comprendre la structure.

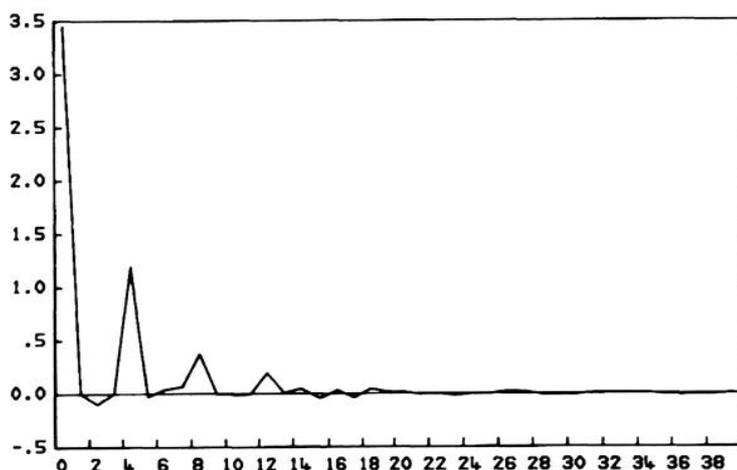
Afin d'étudier les effets de chocs exogènes sur les différentes variables prises en considération, le modèle est réécrit sous la forme décrite par l'encadré 3. A partir de cette représentation, on fait subir à l'innovation correspondant à la variable considérée, un choc égal à un écart-type, c'est-à-dire, étant donné le choix de normalisation retenu, un choc unitaire. Ce choc exogène, au temps zéro, se propage à l'ensemble des variables du modèle, comme le montrent les graphiques suivants. On évalue les effets cumulés de ce choc sur chacune des variables à un horizon temporel donné par la somme des réponses de cette variable jusqu'à l'instant correspondant.

Les conséquences d'une augmentation de la dette publique constituant le principal objet de notre étude, envisageons tout d'abord un choc sur la variable  $D$ . Une augmentation exogène de la croissance de la dette publique produit, dans le modèle, les conséquences décrites sur les graphiques 1 à 6.

A l'examen de ces graphiques il apparaît qu'une augmentation soudaine de la dette publique conduit en premier lieu à une réponse forte et rapide de  $y$  (taux de croissance du PIB marchand). En effet, la valeur cumulée des réponses de cette variable à un choc unitaire exogène est de 0,32 au bout de quarante trimestres, le maximum étant atteint au terme de huit trimestres. L'effet est indubitablement expansionniste et l'hypothèse d'une éviction totale peut donc être rejetée sans ambiguïté. Cette hausse de  $y$  provoque une augmentation des importations qui affecte le compte courant, creusant le déficit ou réduisant l'excédent. C'est ce que montre la réponse de la variable  $N$  à un choc sur la dette :  $N$  réagit négativement, et la réponse est très rapide ( $-0,26$  en cumul sur les quatre premiers trimestres et  $-0,32$  au bout de huit trimestres).

En retour, cette détérioration du compte courant exige, pour être financée, une entrée de capitaux étrangers, qui ne se produit que si le taux d'intérêt augmente, et telle est bien la réponse de  $r$  à un choc sur  $D$  : le taux d'intérêt réagit à la hausse très rapidement ( $0,60$  cumulé sur les quatre premiers trimestres et  $0,61$  après huit trimestres).

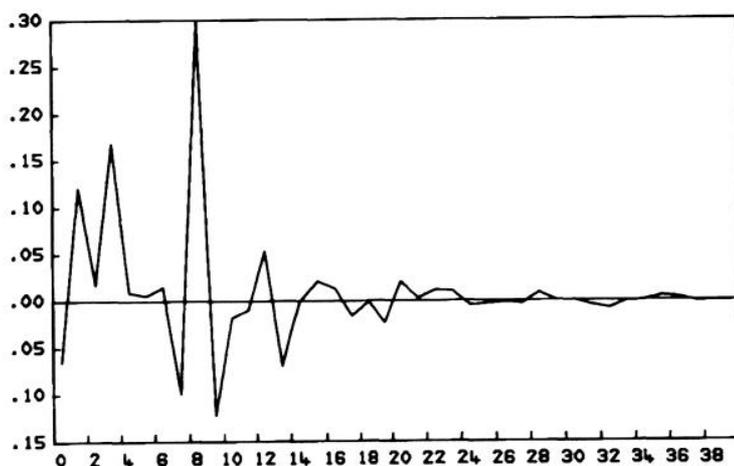
L'enchaînement semble donc être le suivant : l'augmentation de la croissance de la dette provoque celle du revenu, ce qui détériore le compte courant et induit une hausse du taux d'intérêt. Afin de vérifier la vraisemblance de cet enchaînement, nous étudions à présent les conséquences d'une augmentation soudaine du revenu national ( $y$ ).



1. Réponse de la dette ( $D$ ) à un choc sur la dette ( $D$ )

Réponses cumulées de  $D$  suite à un choc sur  $D$

Retard $k$	0	4	8	12	16	20	28	36	40
	3,44	4,54	5,01	5,20	5,25	5,29	5,31	5,31	5,31

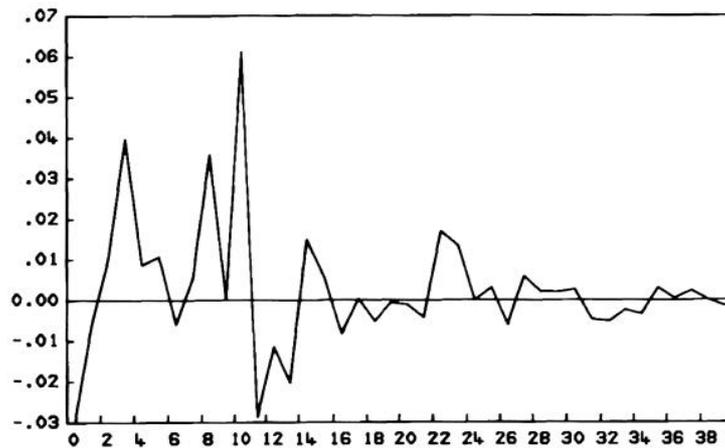


2. Réponse du revenu ( $y$ ) à un choc sur la dette ( $D$ )

Réponses cumulées de  $y$  suite à un choc sur  $D$

Retard $k$	0	4	8	12	16	20	28	36	40
	-0,064	0,24	0,46	0,37	0,33	0,31	0,33	0,32	0,32

**3. Réponse du  
taux de croissance  
des prix ( $\Pi$ ) à un  
choc sur la dette**



*Réponses cumulées de  $\Pi$  suite à un choc sur  $D$*

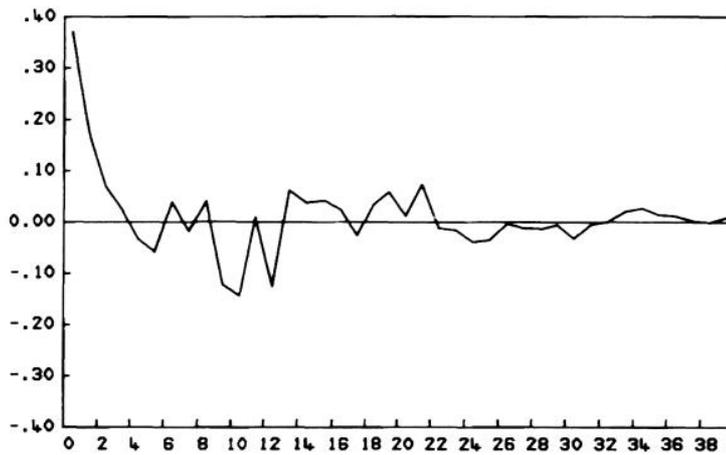
Retard k	0	4	8	12	16	20	28	36	40
	-0,029	-0,23	-0,22	-0,19	-0,24	-0,28	-0,25	-0,28	-0,27

**4. Réponse du solde  
du compte courant  
( $N$ ) à un choc sur la  
dette ( $D$ )**



*Réponses cumulées de  $N$  suite à un choc sur  $D$*

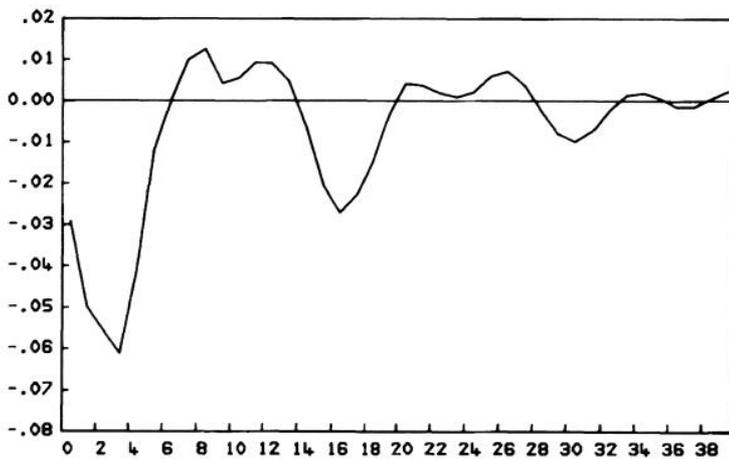
Retard k	0	4	8	12	16	20	28	36	40
	-0,10	-0,26	-0,32	-0,29	-0,29	-0,32	-0,30	-0,31	-0,32



5. Réponse du taux d'intérêt ( $r$ ) à un choc sur la dette ( $D$ )

Réponses cumulées de  $r$  suite à un choc sur  $D$

Retard k	0	4	8	12	16	20	28	36	40
	0,37	0,60	0,61	0,23	0,39	0,47	0,41	0,45	0,46

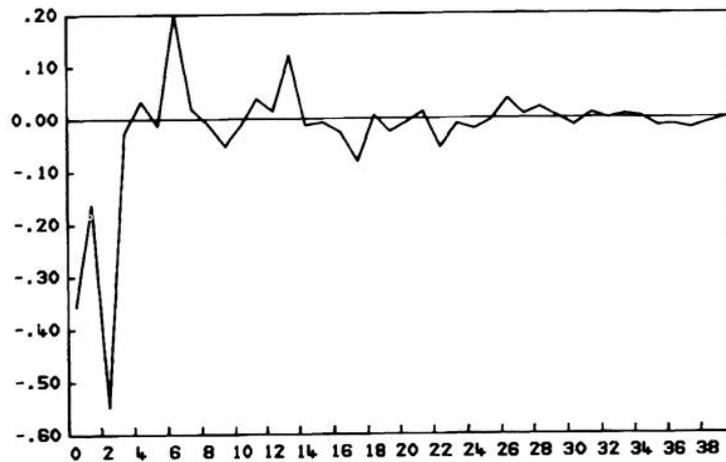


6. Réponse de la monnaie ( $m_1$ ) à un choc sur la dette ( $D$ )

Réponses cumulées de  $m_1$  suite à un choc sur  $D$

Retard k	0	4	8	12	16	20	28	36	40
	- 0,029	0,023	0,069	0,090	0,081	0,075	0,10	0,098	0,099

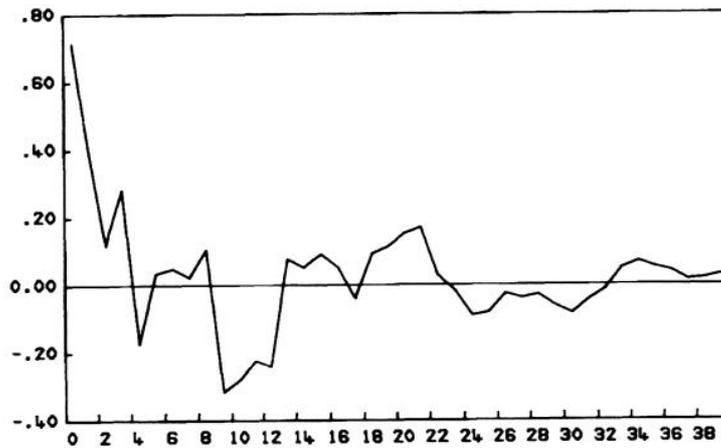
7. Réponse du solde du compte courant ( $N$ ) à un choc sur le revenu



Réponses cumulées de  $N$  suite à un choc sur  $y$

Retard k	0	4	8	12	16	20	28	36	40
	-3,5	-1,0	-0,86	-0,86	-0,79	-0,90	-0,90	-0,92	-0,95

8. Réponse du taux d'intérêt ( $r$ ) à un choc sur le revenu ( $y$ )



Réponses cumulées de  $r$  suite à un choc sur  $y$

Retard k	0	4	8	12	16	20	28	36	40
	0,71	1,33	1,55	0,49	0,76	1,08	1,00	1,01	1,07

La lecture des graphiques et tableaux 7 et 8 montre que la réponse de  $N$  (variation du solde courant) à un choc sur  $y$  est très rapide : une augmentation exogène du revenu se traduit très vite par une détérioration du solde courant. La réponse du taux d'intérêt est également rapide et, comme prévu, à la hausse. On vérifie ainsi qu'un choc direct sur le revenu produit la même séquence de réponses qu'un choc sur  $D$  (variation de la dette publique).

*A priori*, l'afflux de capitaux peut soit augmenter les réserves libres des banques et provoquer une hausse de  $m_1$ , soit faire varier le taux de change. La nature du déficit courant nous incite à privilégier la première hypothèse, et à prévoir, de ce fait, un accroissement de la quantité de monnaie. C'est effectivement ce que confirme le graphique représentant la réponse de  $m_1$  à un choc sur  $y$  et dans une moindre mesure par le graphique de la réponse de  $m_1$  à un choc sur la dette publique.

## Conclusion

Notre approche très empirique permet, à partir d'un minimum d'*a priori* théoriques, de mettre en lumière plusieurs résultats. Tout d'abord, les politiques budgétaires qui se traduisent par un déficit public ont un effet expansionniste prononcé, même lorsque le déficit est financé par émission de titres, c'est-à-dire par accroissement de l'endettement public. Cela conduit sans ambiguïté à rejeter tant l'hypothèse d'éviction totale du secteur privé par le secteur public, que la proposition d'«équivalence ricardienne».

Il apparaît également que la croissance de la dette a des conséquences défavorables sur le compte courant et que l'élévation du taux d'intérêt est liée à la nécessité d'attirer les capitaux étrangers nécessaires au financement du solde de la balance des paiements courants. La relation dette-taux d'intérêt que supposent les modèles keynésiens habituels est donc validée. Mais, comme le suggère l'analyse des économies ouvertes, cette relation est médiatisée par le compte courant. La séquence d'influences peut donc être ainsi décrite : l'accroissement de la dette détériore le compte courant par l'intermédiaire de la hausse induite du revenu. Le besoin accru de financement exige, pour être satisfait, une augmentation du taux de l'intérêt.

En un sens, il peut nous être objecté de redécouvrir des vérités premières. Outre que cela n'est pas toujours inutile, ces «vérités» sont contestées théoriquement, et même ceux qui les défendent habituellement ne parviennent généralement pas à prouver qu'elles sont en conformité avec les faits.

## Références bibliographiques

- AKAIKE H., 1970 : «Statistical Predictor Identification», *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 22, p. 203-207.
- ANYADIKE-DANES M., 1985 : «Déficit budgétaire, solde extérieur et politique macroéconomique : un modèle simple appliqué à la France», *Revue de l'OFCE* n° 11, avril.
- ARTUS P. et FITOUSSI J.P., 1989 : «Fondements de la politique budgétaire : quelques développements récents», *document de travail de l'OFCE* n° 89-09, octobre.
- BROCKWELL J. et DAVIS A., 1987 : *Time Series, Theory and Method*, Springer Verlag.
- CAINES P.E. et CHAN C.W., 1975 : «Feedback Between Stationary Stochastic Process», *IEEE Transaction on Automatic Control*, vol. AC-20, 4, p. 498-508.
- DENIAU C., FIORI G., et MATHIS A., 1989 : «Impact de la dette publique sur quelques variables macroéconomiques françaises», *Economie et Prévision*.
- EVANS P., 1985 : «Do Large Deficit Produce High Interest Rate ?», *American Economic Review*, vol.75.
- HSIAO C., 1982 : «Autoregressive Modelling and Causal Ordering of Economic Variables», *Journal of Economic Dynamics and Control* n°4, p. 243-259.
- LE CACHEUX J. et VASSEUR C., 1985 : «Endettement extérieur et politique économique», *Revue de l'OFCE*, n° 13, octobre.
- MASSON P. et KNIGHT M., 1986 : «International Transmission of Fiscal Policies in Major Industrial Countries». *IMF Staff Paper*, vol 33, 3.
- RICARDO D., 1957 : «*Principles of Political Economy*», vol. I, Sraffa P. (ed.), Cambridge University Press.
- RICARDO D., 1962 : «*Funding System*», vol. IV, Sraffa P. (ed.), Cambridge University Press.
- SIMS C.A., 1980 : «Macroeconomics and Reality», *Econometrica*, 48, p. 1-48.

## ANNEXES

### 1. Données utilisées

Toutes les séries sont trimestrielles et couvrent la période 1963.1 à 1984.4.

- Série produit intérieur brut marchand aux prix courants, trimestrielle, en milliards de francs (source : les comptes nationaux trimestriels). Son taux de croissance à l'instant  $t$  sera noté  $y_t$ .

- Série prix du PIB marchand (source : comptes nationaux trimestriels). Son taux de croissance sera noté  $\Pi_t$ .

- Série taux d'intérêt (source : *Bulletin mensuel de statistique*), série à l'origine mensuelle que l'on a rendue trimestrielle en prenant la moyenne arithmétique sur trois mois, correspond au taux d'émission des obligations de première catégorie, émission garantie et assimilées. Son taux de croissance sera noté  $r_t$ .

- Série dette (source : *Bulletin mensuel de statistique*). Cette série a dû être ajustée à la hausse sur la période 1968-1/1978-4. En effet pendant cette période le BMS omet de publier le chiffre du montant des emprunts de long terme qui figure normalement dans la rubrique couverture des charges de trésorerie. Cette omission entraîne une sous-estimation du chiffre de la dette pendant cette période comme en témoigne le réajustement publié ensuite. L'ajustement a été effectué à l'aide d'un polynôme de Lagrange du deuxième degré. Le taux de croissance de la série ainsi réajustée sera noté  $D_t$ .

- Série monétaire M1, (issue du *Bulletin mensuel de statistique*). Cette série, à l'origine mensuelle a été rendue trimestrielle en prenant la moyenne arithmétique sur trois mois. Elle a, de plus, été filtrée par moyenne-mobile afin d'éliminer une très forte saisonnalité d'ordre quatre. Son taux de croissance sera noté  $m_{1t}$ .

- Série solde du Commerce extérieur (source : INSEE). Son accroissement sera noté  $N_t$ .

## 2. Equations du modèle

Après estimation (sur la période 1966-3/1984-2) et simplification pas à pas des paramètres non significatifs (au regard d'un test de Student au seuil 5 %) nous obtenons le modèle final (entre parenthèses t de Student) :

$$(E1) D_t = 0,34D_{t-4} + 3,40m_{1t-2} - 6,07m_{1t-3} + 2,94m_{1t-4} + 0,99\pi_{t-4} + \varepsilon_{1t}$$

(3,6)                      (2,8)                      (-3,0)                      (2,4)                      (2,2)

$$(E2) y_t = 0,19y_{t-3} + 0,046r_{t-2} - 0,050r_{t-4} - 0,073r_{t-5} + 0,076r_{t-7} - 0,05r_{t-11} - 0,047r_{t-13} + 0,035D_{t-1} + 0,05D_{t-3} - 0,052D_{t-7} + 0,081D_{t-8} - 0,045D_{t-9} + 2,22 + \varepsilon_{2t}$$

(2,3)                      (2,2)                      (-2,3)                      (-3,4)                      (3,8)                      (-2,6)                      (-2,4)                      (2,0)                      (2,9)                      (-2,7)                      (4,8)                      (-2,6)                      (8,9)

$$(E3) \pi_t = 0,020\pi_{t-1} + 0,26\pi_{t-4} + 0,25\pi_{t-5} + 0,21y_{t-2} + 0,068r_{t-2} - 0,052r_{t-5} + 0,047r_{t-8} - 0,033r_{t-10} - 0,054r_{t-13} + \varepsilon_{3t}$$

(2,6)                      (3,6)                      (2,8)                      (4,0)                      (3,7)                      (-3,0)                      (2,9)                      (-1,9)                      (-3,1)

$$(E4) N_t = -0,34N_{t-4} - 0,68y_{t-2} - 0,22r_{t-1} + 2,07 + \varepsilon_{4t}$$

(-3,5)                      (-2,0)                      (-2,8)                      (2,0)

$$(E5) r_t = 0,36r_{t-1} - 0,26r_{t-4} - 0,41r_{t-9} - 0,37N_{t-1} + 0,24N_{t-2} - 0,21N_{t-3} - 0,30N_{t-5} + 1,61 + \varepsilon_{5t}$$

(3,8)                      (-2,8)                      (-4,8)                      (-3,0)                      (2,1)                      (-1,9)                      (-2,0)                      (3,6)

$$(E6) m_{1t} = 1,71m_{1t-1} - 1,09m_{1t-2} + 0,69m_{1t-3} - 1,24m_{1t-4} + 1,22m_{1t-5} - 0,32m_{1t-6} - 0,36m_{1t-8} + 0,32m_{1t-9} + 0,079\pi_{t-2} + \varepsilon_{6t}$$

(17,4)                      (-5,7)                      (3,6)                      (-7,0)                      (6,7)                      (-2,4)                      (-3,0)                      (3,6)                      (2,3)