

L'ÉLASTICITÉ-REVENU DES DÉPENSES PUBLIQUES :

Les problèmes théoriques et empiriques de son évaluation

par

Claude LE PEN (*)

RÉSUMÉ. — Ce texte passe en revue les principales options méthodologiques qui peuvent affecter le calcul de l'élasticité-revenu des dépenses publiques par des modèles économétriques. La validité de la « loi de Wagner », conçue ici comme simple relation statistique, qui a été mise en cause récemment par un certain nombre de travaux, semble en fait essentiellement dépendre de choix méthodologiques concernant par exemple la distinction entre élasticités de court et de long terme, la prise en compte d'un effet-prix et le calcul d'élasticité en termes réels, l'utilisation de modèles de demande de dépenses publiques plutôt que celle de formes réduites *ad hoc* estimées directement.

Des résultats originaux sont également établis, principalement sur données françaises (1960-1980) : calcul d'élasticités de court et de long terme, vérification d'une hypothèse de « cliquet » dans les années récentes, concordance des résultats obtenus sur données transversales ou temporelles.

Finalement, il semble que mis à part le cas des dépenses réelles de consommation finale des administrations publiques, il ne soit pas possible de tirer de la littérature récente une conclusion d'invalidation de la relation de Wagner.

ABSTRACT. — THE INCOME ELASTICITY OF PUBLIC SPENDING: THE THEORETICAL AND EMPIRICAL PROBLEMS OF ITS EVALUATION. *This text reviews the main methodological choices that are likely to affect the value of income elasticity of public spending, as determined by econometric models. The validity of the "Wagner's Law", in its empirical sense, that was recently questioned by many scholars, finally appears to be dependant upon peculiar methodological options, for instance whether one computes short-or long-run elasticities, whether or not one takes into account a price-effect by determining real terms elasticities, whether one uses a full public spending demand model or a simple ad hoc reduced form.*

Moreover, original results are established, mainly on french data (1960-1980), concerning short and long term elasticities, the verification of the "ratchet hypothesis" in the recent years, the concordance of results as obtained from time series or cross-sectional data.

Finally, except for the case of public consumption expenditures in real terms, it seems impossible to draw from the existing literature the conclusion of an invalidation of "Wagner's Law", in its empirical sense.

(*) Assistant en Sciences économiques, chercheur au Legos, Université de Paris-IX - Dauphine, place du Maréchal-de-Lattre-de-Tassigny, 75016 Paris.

SOMMAIRE

Introduction	76
1. La question des variables et des données	80
1.1. Les variables	80
1.2. Les données	84
2. Court terme, long terme et effet de Cliquet	87
2.1. Court terme et long terme	87
2.2. L'effet de Cliquet	92
3. Les effets de la prise en compte du prix des services étatiques	97
3.1. Les élasticités en termes réels et l'« effet Beck »	98
3.2. La construction de fonctions de demande	105
Conclusion	112
Bibliographie	113

INTRODUCTION

Il ne fait guère de doute, pour la plupart des économistes, que l'élasticité-revenu des dépenses publiques ⁽¹⁾ est supérieure à l'unité, et, dans un sens, ils n'ont pas tort ainsi qu'en témoigne le tableau I. Issu d'un travail de l'O.C.D.E. (1978), il indique la valeur des coefficients obtenus sur séries temporelles pour plusieurs pays développés : celle-ci est dans tous les cas supérieure à 1, à la seule exception de la Nouvelle-Zélande pour la période 1972-1976. Entre 1960 et 1976, l'élasticité moyenne des pays concernés s'établit à 1,21, ce qui est remarquablement élevé. Elle tendrait de plus à augmenter dans les années récentes, puisqu'on passe en moyenne de 1,20 pour les années 1967-1972 à pas moins de 1,28 pour 1972-1978.

Ces résultats expriment la croissance de la part des dépenses publiques dans le P.I.B. qui constitue une des caractéristiques essentielles des économies modernes. Pour les spécialistes des finances publiques, ils évoquent la fameuse *loi de Wagner* formulée à la fin du siècle dernier par Adolf Wagner, selon laquelle le développement économique entraînerait un accroissement plus que proportionnel des dépenses des collectivités publiques. En fait, cette loi revêt dans la littérature ⁽²⁾ un statut ambigu dans la mesure où elle désigne tantôt une *théorie explicative de la croissance de l'État*, tantôt une simple *relation statistique entre dépenses publiques et niveau de développement*. Or ces deux aspects doivent être disjoints.

(1) Plus précisément l'élasticité de dépenses publiques totales par rapport au P.I.B. Dans la plupart des travaux, il s'agit d'élasticités de *régression*, égales à la valeur du coefficient *a* issue de l'estimation économétrique d'une expression de type : $\log G = \log X + b$, avec *G* représentant les dépenses publiques et *X*, le P.I.B.

(2) Cf. PEACOCK et WISEMAN (1967), MUSGRAVE (1969) et surtout BIRD (1971) pour des présentations de la « loi de Wagner », notamment sous son aspect théorique.

TABLEAU I
Élasticités des dépenses publiques totales
par rapport au P.I.B.
1960-1976

	1960-1976	1967-1976	1972-1976
Suède	1,38	1,32	1,35
Danemark	1,38	1,31	1,34
Irlande	1,31	1,37	1,52
Pays-Bas	1,28	1,27	1,41
Espagne	1,27	1,18	1,19
Australie	1,26	1,31	1,36
Belgique	1,26	1,25	1,33
Norvège	1,25	1,25	1,14
Allemagne	1,23	1,26	1,62
Royaume-Uni	1,21	1,20	1,27
Canada	1,21	1,19	1,17
Italie	1,19	1,21	1,19
États-Unis	1,17	1,15	1,25
Autriche	1,16	1,12	1,31
Finlande	1,16	1,11	1,21
Japon	1,13	1,23	1,36
Grèce	1,10	1,00	1,05
France	1,09	1,06	1,25
Nouvelle-Zélande	1,02	1,02	0,99
Suisse	n.d.	1,41	2,08
Moyenne O.C.D.E. (non pondérée)	1,21	1,20	1,28
Dépenses publiques et P.I.B. aux prix courants. Source : O.C.D.E. (1978).			

Conçue comme une théorie de la demande d'État, la loi de Wagner donne aux processus d'industrialisation et d'urbanisation un rôle explicatif central dans la croissance des dépenses publiques. Mais elle a subi ces dernières années de nombreuses critiques, venant notamment de l'école du *Public Choice*, qui en ont mis en évidence les faiblesses :

- elle ne s'intéresse qu'à la demande de biens et de services collectifs sans prendre en compte les processus institutionnels à travers lesquels est fixé le niveau des dépenses publiques;

- elle s'avère incapable de rendre compte de phénomènes importants comme la différence de rythme de croissance entre différents types de dépenses ou la hausse tendancielle du « prix » unitaire des services publics;

- elle a enfin le caractère d'une rationalisation *a posteriori*, fonctionnant sur le mode *post hoc ergo propter hoc* plutôt que celui d'une loi scientifique positive dotée de capacité prédictive.

Si la loi de Wagner conçue comme théorie de la croissance de l'État apparaît à l'évidence dépassée, doit-on pour autant rejeter le fait statistique d'une

liaison plus que proportionnelle entre dépenses publiques et produit intérieur brut ?

Beaucoup de travaux, notamment de langue anglaise, traitent en fait l'existence d'une élasticité supérieure (ou inférieure) à l'unité comme le *test empirique falsifiable* (au sens de Karl Popper) associé à la théorie de Wagner : la valeur calculée de l'élasticité devrait ainsi guider le refus ou l'acceptation de la Loi⁽¹⁾.

Sans entrer dans le débat sur la vérification des théories scientifiques, cette façon de procéder nous semble constituer un bon exemple de cet *infirmationnisme naïf* qui, selon Blaug (1981), constituerait la philosophie spontanée de trop nombreux économistes :

— d'abord, une valeur de l'élasticité-revenu des dépenses publiques supérieure à l'unité peut être compatible avec d'autres théories explicatives de la croissance de l'État, dans la mesure où il ne s'agit que d'un simple constat statistique;

— ensuite, et surtout, la valeur de l'élasticité dépend des options méthodologiques mises en œuvre pour la mesurer.

Elle constitue en soi un *problème théorique* dans la mesure où, à travers ces options différentes qu'offre la littérature, ce sont en fait des questions fondamentales touchant à la conception de la dynamique des dépenses publiques qui sont en débat.

L'illusion de l'« infirmationnisme naïf » réside dans cette croyance qu'il est possible d'opérer des mesures objectives dont les résultats pourraient arbitrer des débats théoriques, alors qu'il n'existe pas de consensus sur les méthodologies de test appropriées.

L'objet de ce texte consiste à fournir une illustration de ce point à travers une *analyse critique des méthodes utilisées pour mesurer l'élasticité-revenu des dépenses publiques*. Nous montrerons notamment que, pourvu qu'on la considère comme simple fait statistique, la loi de Wagner⁽²⁾ résiste bien aux diverses innovations méthodologiques dont témoigne une série de travaux récents qui se sont attachés à renouveler dans une large mesure la question de l'évaluation de l'élasticité-revenu des dépenses publiques.

En effet, le calcul traditionnel de ces élasticités, dont le tableau I donne un exemple, apparaît relativement fruste et néglige un certain nombre de facteurs dont la prise en compte pourrait être de nature à compléter, voire à modifier, les idées *a priori* sur leur valeur réelle :

— le concept de « dépenses publiques totales » est-il pertinent ? Une élasticité globale supérieure à 1 ne cache-t-elle pas en fait des valeurs différenciées des élasticités partielles des composantes des dépenses publiques ?

(1) Cf. (entre autres) BORCHERDING (1977 b) pour une démarche semblable.

(2) Dans la suite du texte, et sauf précision contraire, le terme de « loi de Wagner » désigne la relation statistique décrite ci-dessus et non la théorie de la croissance de l'État attribuée à Adolf WAGNER. Nous dirons que la loi est « vérifiée » quand l'élasticité-revenu des dépenses publiques est supérieure à 1.

— le choix des séries statistiques utilisées (séries temporelles ou données transversales) affecte-t-il et dans quelle mesure la valeur des élasticités ?

— comment se répartit, entre effet de court terme et effet de long terme, l'effet global donné par la formulation standard ?

— l'accroissement récent des élasticités, dont témoigne le tableau I, traduit-il une hausse effective des budgets publics ou une décélération du P.I.B. ? Peut-on mettre en évidence un « effet de Cliquet » exprimant un ajustement des dépenses publiques plus visqueux quand la croissance se ralentit ?

— le terme G mesure les dépenses publiques *en valeur*. Peut-on calculer (et comment) des élasticités en termes réels et sont-elles alors toujours supérieures à 1 ?

— le modèle économétrique utilisé qui consiste essentiellement dans l'estimation directe d'une forme réduite *ad hoc* est-il bien légitime ? Que deviennent les élasticités quand on construit de véritables *fonctions de demande de dépenses publiques* où interviennent, à côté du P.I.B. global ou par tête, d'autres facteurs explicatifs non moins importants, au premier rang desquels le prix-taxe individuel supporté par le demandeur ?

En apportant des éléments de réponse à ces questions, nous nous efforcerons de faire le point sur les problèmes théoriques que pose la mesure de l'élasticité-revenu des dépenses publiques, et de contribuer, du moins l'espérons-nous, à éclairer l'évolution de ces dernières.

L'objectif principal du texte est essentiellement de présenter les méthodes et les résultats obtenus par une série de travaux récents qui se sont attachés à renouveler la mesure de l'élasticité des dépenses publiques. Cependant, il nous est apparu parfois nécessaire de procéder nous-mêmes à quelques calculs sur le cas de la France de ces 20 dernières années ⁽¹⁾ — dans la mesure où les données étaient disponibles — de façon à compléter sur certains points les résultats qu'offre une littérature parfois un peu maigre ou contradictoire.

Trois parties composent ce texte : la première traite de la question de la nature des variables et des données appropriées pour le « test » de la loi de Wagner. La seconde s'attache à celle concernant l'horizon temporel de la loi (distinction d'un effet de court et de long terme, existence éventuelle d'un effet de Cliquet). La dernière, enfin, introduit la notion de « prix » unitaire des services étatiques et s'interroge sur la mesure d'élasticités en termes réels et sur la construction des modèles de demande de dépenses publiques.

(1) Voir VILLEPIN (1981) pour une vue d'ensemble de l'évolution des finances publiques françaises sur cette période.

1. LA QUESTION DES VARIABLES ET DES DONNÉES

1.1. Les variables

La mesure de l'élasticité des dépenses publiques dépend à l'évidence des indicateurs retenus pour les mesurer. Or, de façon surprenante, on trouve dans la littérature une grande variété d'options : il y a une dizaine d'années, Ved Gandhi avait pu relever, dans les travaux sur la « loi de Wagner » parus à l'époque, pas moins de 5 versions différentes de la relation fonctionnelle entre dépenses publiques et niveau de développement économique :

1. $G = f(X)$ (Wagner selon Gandhi, 1971).
2. $CG = f(X)$ (Pryor, 1968).
3. $G = f(X/N)$ (Goffman, 1968).
4. $G/X = f(X/N)$ (Musgrave, 1969).
5. $G/N = f(X/N)$ (Gupta, 1967).

avec G : dépenses publiques totales; CG : dépenses de consommation publique; X : le P.I.B. (ou le P.N.B. pour certains travaux); N : la population.

Dans tous les cas, la loi de Wagner était supposée vérifiée si l'élasticité du premier terme par rapport au second était supérieure à 1.

Cette variété ⁽¹⁾ dans le choix des indicateurs est-elle de nature à affecter le résultat du calcul des élasticités? telle est la première question à laquelle le tableau II apporte une réponse plutôt négative, du moins si on s'en tient aux ordres de grandeur : les élasticités obtenues varient entre 1,08 et 1,17 environ, la valeur la plus forte correspondant normalement à l'expression (3) où les niveaux du P.I.B. sont ajustés aux variations de population, mais pas ceux des dépenses publiques.

L'élasticité obtenue dans le cas de l'équation D (expression (4) ci-dessus) est nettement inférieure à 1, mais il s'agit alors de l'élasticité de la *part des dépenses publiques dans le P.I.B.* par rapport à ce dernier, et il n'existe aucune raison pour qu'elle soit supérieure à 1.

On remarquera que les dépenses de consommation finale ont également une élasticité qui, bien que moins forte que celle des dépenses agrégées (1,08 contre 1,09) est significativement supérieure à l'unité ⁽²⁾.

La justification du choix de telle ou telle version de la « loi » est rarement donnée par les différents auteurs : elle n'est pourtant pas neutre sur le plan théorique.

(1) Les travaux récents ne manifestent guère plus d'unanimité que leurs prédécesseurs [cf. BECK (1976), (1981), HELLER (1981), WAGNER et WEBER (1977), D'ALCANTARA et BARTEN (1976), etc.]. En général et à quelques nuances près (par exemple la question de savoir s'il convient ou non d'inclure les dépenses militaires dans les dépenses publiques déterminées par l'évolution du P.I.B.), les formulations retenues dans les travaux récents se rattachent à l'une ou l'autre des catégories ci-dessus.

(2) *En valeur*, les élasticités respectives des dépenses de consommation et des transferts sont donc supérieures à 1. Cela ne sera plus vrai quand nous envisagerons les élasticité en *termes réels* (cf. 3^e partie).

TABLEAU II
Résultats de régressions log-linéaires, France, 1960-1980

	Élasticité	Constante	R ²
A. $G=f(X)$	1,087 6 (0,013 6)	-0,610 5 (0,042 7)	0,997
B. $CG=f(X)$	1,081 6 (0,010 4)	-1,292 1 (0,062 4)	0,998
C. $G=f(X/N)$	1,168 3 (0,013 6)	-2,358 6 (0,058 8)	0,997
D. $G/X=f(X/N)$	0,094 6 (0,014 4)	1,530 4 (0,017 3)	0,834 0
D'. $G/X=f(X'/N)$	0,213 2 (0,042 7)	0,761 8 (0,177 3)	0,567
E. $G/N=f(X/N)$	1,094 6 (0,014 5)	-0,753 2 (0,062 6)	0,997

G : dépenses consolidées des Administrations publiques; *X* : P.I.B. marchand aux prix courants; *X'* : P.I.B. marchand aux prix de 1970; *CG* : dépenses de consommation finale des Administrations Publiques (entre parenthèses, les écarts-types des coefficients).

Source : séries issues du *Mouvement économique en France, séries longues macro-économiques*, I.N.S.E.E., mai 1981 pour les années 1960-1979 et du *Rapport sur les Comptes de la Nation de l'Année 1980*, Collections de l'I.N.S.E.E., C94-95, pour l'année 1980.

Nota : contrairement à la plupart des études, nous utilisons le P.I.B. marchand et non le P.I.B. total pour éviter de régresser les dépenses publiques partiellement sur elles-mêmes. HENNING et TUSSING (1974) sont parmi les très rares auteurs à faire de même.

On remarquera d'abord avec Pryor (1968) et Michas (1975) que les expressions 4 et 5 donnent des élasticités dont la différence est identiquement égale à l'unité.

Partant en effet de l'identité :

$$\text{Log } G - \text{Log } N - \text{Log } X + \text{Log } N = \text{Log } G - \text{Log } X,$$

on obtient après différentiation et regroupement des termes :

$$d \text{Log}(G/N) - d \text{Log}(X/N) = d \text{Log}(G/X)$$

soit en divisant les deux membres par $d \text{Log}(X/N)$:

$$e(G/N, X/N) - e(G/X, X/N) = 1,$$

où $e(x, y)$ désigne l'élasticité de x par rapport à y (¹).

Ceci ramène l'ensemble de choix à 4 formulations et même à 3 si, de plus, on écarte la formulation (2) où n'interviennent pas les dépenses publiques totales.

(1) Voir les coefficients respectifs des équations D et E ci-dessus pour une confirmation empirique.

Michas relève la contradiction entre les explications littéraires de beaucoup d'auteurs (Musgrave, Goffman, Bird, etc.) qui impliquent une relation du type (4) ou (5) et leurs tests empiriques le plus souvent conçus à partir de formulations de type (1) ou (3). Il propose donc de mettre en accord commentaire théorique et travail empirique en prenant les expressions (4) ou (5) comme « bonnes » spécifications de la loi sans autre justification que ce désir d'homogénéité.

En fait, chacune des différentes versions (1), (3), (4) ou (5) se différencie des autres par la nature des hypothèses implicites qu'elle pose sur les rendements d'échelle et l'effet de la variable population. En adoptant une forme fonctionnelle log-linéaire, on aura en fait des valeurs différentes des élasticités par rapport à la population et des degrés d'homogénéité des fonctions, comme en témoigne le tableau suivant :

		$e_{g,x}$	$e_{g,n}$	Degré d'homogénéité
1.	$G=f(X)$ $G=AX^\alpha$	α	-	α
2.	$G=f(X/N)$ $G=AX^\alpha N^{-\alpha}$	α	$-\alpha$	0
3.	$G/X=f(X/N)$ $G=AX^{\alpha+1} N^{-\alpha}$	$\alpha+1$	$-\alpha$	1
4.	$G/N=f(X/N)$ $G=A \cdot X^\alpha N^{1-\alpha}$	α	$1-\alpha$	1

Chaque équation pose donc des restrictions différentes sur $e(g, n)$. On remarquera cependant que toutes (à l'exception bien sûr de la première) impliquent, à niveau de P.I.B. constant, et pour $\alpha > 1$, une relation décroissante entre G et N ⁽¹⁾.

Ceci peut s'admettre si on considère que la production étatique comporte une large part de biens publics à consommation jointe. Dans ce cas en effet, une variation de la population entraînerait, à niveau de P.I.B. fixé, une variation moins que proportionnelle des dépenses publiques. Si la production étatique avait le caractère de biens publics purs, l'élasticité des dépenses publiques par rapport à la population devrait même être nulle. Inversement, si la production étatique n'était constituée que de biens purement privés, cette élasticité devrait être égale à 1. Si finalement, on retient l'idée d'une production étatique au caractère mixte, elle devrait alors être comprise entre 0 et 1, la valeur exacte dépendant du degré de « publicité » de la production (Le Pen, 1982).

Il est alors facile de remarquer que, seule, la forme fonctionnelle (5) qui relie dépenses publiques par tête et P.I.B. par tête, peut simultanément permettre :

$$e(G, X) > 1 \quad \text{et} \quad 0 > e(G, N) > 1 \quad (2).$$

(1) Les versions (3) et (4) supposent seulement α positif.

(2) A condition que $e(G, X) < 2$, ce qui peut s'admettre aisément.

Par contre, l'emploi d'une formulation de type (3) impliquerait une élasticité des dépenses publiques par rapport à la population supérieure à l'unité si $e(G, X)$ est elle-même supérieure à 1, ce qui semble très peu vraisemblable.

En résumé, dans la mesure où la première formulation, quoique la plus fréquemment employée, présente cet inconvénient que le niveau absolu du P.I.B. qui y figure constitue un moins bon indicateur de développement économique que le P.I.B. par tête, et si l'on admet la validité du raisonnement précédent, alors le choix des versions (4) ou (5) semble s'imposer.

Reste le problème que posent les travaux utilisant comme variable les dépenses de consommation des administrations publiques plutôt que les dépenses publiques totales, la différence tenant essentiellement à l'exclusion des dépenses de transferts.

Dans certains cas, le recours à cet agrégat est imposé par les circonstances : Pryor par exemple, s'efforçant de comparer la dynamique des dépenses publiques entre les pays occidentaux et ceux de l'Est, ne peut constituer de séries homogènes de dépenses publiques totales et emploie les dépenses de consommation comme substitut.

Au plan théorique, cependant, l'exclusion des transferts pourrait se justifier en arguant du fait qu'ils ne sont pas affectés intégralement au financement des administrations mais redistribués aux agents privés : ils ne participent donc pas du *coût des administrations* dont on cherche à montrer à travers la loi de Wagner qu'il croît plus vite que la richesse nationale.

Mais ce raisonnement n'est pas sans faiblesses :

1° En l'absence de mécanismes obligatoires de redistribution, il existerait vraisemblablement un volant non négligeable de transferts volontaires : dans ces conditions, l'exclusion de l'intégralité des transferts « publics » surestimerait l'influence financière de l'État.

2° En toute logique, si l'on veut effectivement tenter de mesurer le « coût » des administrations, il serait nécessaire de prendre également en compte l'ensemble des flux financiers *entre agents privés* qui résultent de l'action législative ou réglementaire de l'État (par exemple les dépenses d'assurance obligatoire⁽¹⁾). Inversement, il faudrait exclure du calcul le montant *des dépenses publiques auto-financées* : les agents publics paient en effet des impôts et des cotisations sociales (Le Pen, 1983); les administrations acquittent la T.V.A. sur leurs achats (Théret et Uri, 1982). Ainsi, une évaluation du coût effectif de l'État ne se réduit nullement à la simple déduction des dépenses de transferts des dépenses publiques totales.

3° En dernière analyse, enfin, les dépenses publiques hors-transferts contribuent également au financement de l'activité économique d'agents privés : les ménages, les entreprises fournisseurs, etc. Certes, ce financement n'est pas sans contrepartie mais cela atténue grandement la portée d'une distinction transferts-autres dépenses fondée sur la nature du bénéficiaire.

(1) Cf. WOLFELSPERGER (1978).

Ainsi, l'exclusion des dépenses de transferts de l'agrégat « dépenses publiques » ne se justifie-t-elle pas au plan théorique, même s'il est parfois utile, notamment dans les comparaisons internationales, de raisonner sur la consommation des administrations qui constitue un agrégat plus homogène que les dépenses totales en raison des différences institutionnelles dans le traitement des transferts (1).

1.2. Les données

L'élasticité des dépenses publiques dépend-elle également des données qui servent à la déterminer et du choix entre données temporelles relatives à un pays et données transversales ?

Nombre d'études, notamment parmi les plus anciennes, utilisent des séries transversales au niveau international [Lall (1969), Musgrave (1969), Gupta (1968), Gandhi (1971), etc.].

Ces études posent deux types de problèmes : un problème de nature empirique tenant au manque d'homogénéité de leurs résultats, tant entre elles qu'avec les travaux sur données temporelles ; un problème de nature théorique qui réside dans la nature *dynamique* de la relation testée et de la légitimité du recours à des données transversales (2).

Pour ce qui est du premier point, on notera en effet que Lall (1969) ne trouve aucune relation significative entre la part des dépenses publiques dans le P.N.B. et le P.B.N. par tête, de même que Musgrave d'ailleurs (1969) ; que Gupta en trouve une, mais faiblement explicative et fortement non linéaire, ce qui le conduit à la curieuse conclusion que la part des dépenses publiques devrait tendre à *décroître* dans les pays développés au-delà d'une certaine valeur du P.N.B. par tête ; que Pryor (1968) analysant un échantillon transversal de pays communistes et capitalistes, est également sceptique quant à l'existence d'une relation générale (3).

L'apparente incohérence de « bons » résultats temporels et de mauvais résultats transversaux s'explique principalement, si l'on suit Gandhi, par la présence perturbatrice des pays en développement dans les échantillons, pays qui, en raison de la faible élasticité revenu des recettes fiscales, du fort pourcentage de recettes non fiscales dans les recettes publiques totales et de la faible élasticité revenu de ces dernières présenteraient fréquemment des élasticité de dépenses publiques inférieures à l'unité.

(1) Cela n'interdit nullement de s'interroger sur les déterminants spécifiques de la croissance de telle ou telle composante des dépenses publiques : voir par exemple PELTZMAN (1980) ou MELTZER et RICHARD (1981), pour des théories spécifiques à la croissance des transferts.

(2) BIRD (1971) rejette le recours à de tels échantillons pour tester une hypothèse relative à un changement dans le temps dans un pays donné : *un ratio qui s'élève dans le temps est quelque chose de tout différent d'un ratio élevé à un moment donné du temps* (p. 10).

(3) PRYOR n'admet la validité de la « loi » que pour les pays en transition d'un stade rural et agricole à un stade urbain et industriel.

L'argument est en fait contestable sous cette forme : la conséquence logique des remarques de Gandhi c'est que *les dépenses publiques subissent l'effet d'autres variables explicatives que le P.I.B.* et non que leur élasticité-revenu est inférieure à 1, une fois isolé l'effet de ce dernier. L'argument de Gandhi n'interdit donc nullement la vérification de la loi, notamment *en données temporelles*.

De même, avec des données transversales, l'argument de Gandhi n'exclut pas la possibilité d'élasticités-revenu supérieures à 1, pourvu toutefois que l'on prenne soin de spécifier le modèle utilisé de telle sorte qu'il puisse discriminer pays développés et pays en développement, dans la mesure où certains facteurs (par exemple les aides publiques internationales) peuvent affecter *le niveau* des dépenses de l'État dans les seconds.

Les remarques de Ved Gandhi n'impliquent donc rien quant à la vérification de la loi de Wagner dans les pays en développement et seules des raisons pratiques comme la fiabilité des données ou la simplicité du modèle peuvent justifier le recours à des échantillons homogènes de pays développés.

D'autres causes de divergences entre études sur données temporelles et transversales peuvent tenir à la définition des agrégats dont le contenu peut varier entre pays, ainsi qu'aux formulations de la « loi » puisque la plupart des travaux temporels utilisent la version : $G=f(X)$ tandis que les études transversales regressent en général G/X sur X/N (Gandhi, 1971).

En se limitant donc à des pays socio-économiquement comparables (par exemple les pays de l'O.C.D.E. moins la Yougoslavie), en ne prenant que les dépenses de consommation finale des administrations publiques et en utilisant une forme fonctionnelle identique du type : $G/N=f(X/N)$, on devrait retrouver, si les causes perturbatrices sont bien celles que nous avons relevées, une certaine compatibilité entre études temporelles et transversales. Le test suivant (tableau III) qui porte sur les pays de l'O.C.D.E. et procède d'abord à des calculs transversaux (périodes 1961-1963, 1969-1971 et 1977-1979) puis à des calculs longitudinaux sur 9 pays montre en effet une bonne concordance des résultats.

La divergence des résultats qu'offre la littérature semble donc refléter l'absence d'une méthodologie d'évaluation unifiée plutôt qu'un problème théorique effectif.

La remarque de Bird quant à la validité du recours à des séries transversales ne perd pas cependant de sa valeur : ce n'est pas exactement le même phénomène que l'on mesure dans l'un et l'autre cas. L'analyse des séries temporelles décrit en effet un mécanisme essentiellement *dynamique* compatible avec la *théorie* de Wagner ou avec d'autres comme celle récemment proposée par Kau et Rubin (1981) qui invoquent l'extension de la division du travail, les économies d'échelle, l'urbanisation de la société, l'accroissement de l'écart entre productivités domestique et marchande pour expliquer une croissance de l'assiette fiscale proportionnellement plus rapide que celle du revenu national ⁽¹⁾. L'analyse des séries transversales fait au contraire référence à des

(1) Dans le même esprit, on notera également la contribution de WARD (1982) qui insiste sur l'effet d'une baisse tendancielle du *coût de collecte des impôts*.

TABEAU III a
Elasticités transversales 24 pays O.C.D.E. (sauf Yougoslavie)

	Élasticité	Constante	R ²
1961-1963	1,204 2 (0,095 9)	-1,520 6 (0,318 1)	0,877 6
1969-1971	1,157 6 (0,088 6)	-1,382 9 (0,313 1)	0,885 8
1977-1979	1,107 8 (0,185 3)	-1,223 3 (0,746 4)	0,619 1

G : dépenses de consommation finale des administrations publiques par habitant (dollars EU); X : P.I.B. par habitant (dollars EU), prix et taux de change courants.
 Source : O.C.D.E., *Comptes Nationaux des pays de l'O.C.D.E.* Paris, 1981.

TABEAU III b
Élasticité des dépenses de consommation finale des administrations publiques,
9 pays O.C.D.E., 1961-1979.

	Élasticité	Constante	R ²
Canada	1,254 5 (0,041 8)	-1,687 0 (0,156 6)	0,981 4
États-Unis	1,022 0 (0,019 9)	-0,817 9 (0,075 1)	0,993 6
Japon	1,076 9 (0,020 4)	-1,332 0 (0,074 9)	0,993 9
France	1,066 5 (0,010 0)	-1,100 1 (0,037 0)	0,998 5
Allemagne Fédérale	1,176 3 (0,013 5)	-1,394 0 (0,050 8)	0,997 7
Italie	1,087 6 (0,017 8)	-1,121 0 (0,061 5)	0,995 4
Suède	1,283 9 (0,022 9)	-1,716 8 (0,087 5)	0,994 6
Royaume-Uni	1,168 6 (0,022 4)	-1,309 5 (0,078 8)	0,993 8
Espagne	1,155 4 (0,011 6)	-1,556 4 (0,039 4)	0,998 3

Source et variables : cf. tableau III a.

phénomènes statiques que l'on pourrait définir comme l'existence de *rendements décroissants de la gestion administrative* impliquant donc, à un moment donné, des dépenses publiques d'autant plus élevées que le P.I.B. par habitant l'est également.

La distinction entre effets dynamique et statique est subtile mais importante dans la mesure où les facteurs déterminant la *croissance* d'une variable dans le temps n'expliquent pas nécessairement le *niveau* de cette variable à un moment donné du temps.

2. COURT TERME, LONG TERME ET EFFET DE CLIQUET

Une fois écartés les problèmes de données et de variables et toujours dans le cadre d'une procédure de mesure « standard » sur la base d'un modèle économétrique simple, on peut se demander d'abord comment se répartit l'élasticité globale (tableau I) entre effet de court et de long terme, ensuite si elle se modifie quand le taux de croissance du P.I.B. se modifie lui-même.

2.1. Court terme et long terme

L'intérêt de la distinction entre élasticités de court et de long terme est évident dans la perspective de la vérification de la « loi de Wagner » qui, comme loi tendancielle, n'a de sens que dans le long terme. Or, très peu de travaux visent explicitement à discerner les deux effets. Par ailleurs, ceux qui le font implicitement peuvent donner lieu à des interprétations ambiguës dans la mesure où l'on peut être tenté de tirer une conclusion d'invalidation de la loi sur la base d'élasticités qui sont en réalité des élasticités de court terme et qui ne sont donc pas pertinentes.

L'élasticité de *court terme* désigne l'effet instantané de l'augmentation du P.I.B. sur les dépenses publiques au cours de la même période soit l'effet de la croissance de X_t sur G_t .

L'élasticité de *long terme* vise à mesurer l'effet cumulé d'une augmentation du P.I.B. sur les dépenses publiques de l'année en cours mais aussi des années suivantes, soit l'effet de la croissance de X_t sur G_t , G_{t+1} , G_{t+2} , etc. Alternativement, elle peut mesurer la réponse des dépenses publiques non seulement à la croissance du P.I.B. courant mais à celle des P.I.B. antérieurs, soit l'effet de X_t , X_{t-1} , X_{t-2} , etc. sur G_t .

Cette distinction fréquemment utilisée dans les travaux sur les multiplicateurs budgétaires ou sur la fonction de consommation macro-économique trouve son intérêt dans l'analyse de la répartition inter-temporelle de l'effet de croissance du revenu.

Économétriquement, les analystes procèdent habituellement à cette distinction en écrivant la variable endogène (ici les dépenses publiques courantes) comme fonction du revenu courant et des revenus passés, soit :

$$G_t = f(X_t, X_{t+1}, X_{t+2}, \dots)$$

et en définissant un niveau *stationnaire* de la variable expliquée correspondant à un niveau lui-même stationnaire du revenu ⁽¹⁾, soit :

$$G = f(X, X, X, \dots).$$

(1) Cf. CRAMER (1969), ROTTIER (1975).

L'élasticité de court terme se calcule à partir de la première fonction et a comme expression : $d \log G_t / d \log X_t$. L'élasticité de long terme s'obtient à partir de la seconde et s'écrit : $d \log G / d \log X$.

Cette dernière s'interprète comme la mesure d'un effet d'une variation du revenu ayant lieu, une fois pour toutes, sur la suite des dépenses publiques qui passe donc d'un état stationnaire G à $G + dG$. Quoique largement utilisée, cette méthodologie n'est pas sans défaut : elle fixe à une période (1 an par exemple) l'horizon temporel des élasticités de court terme, ce qui est restrictif, celui-ci pouvant en fait être plus long ou plus court. Par ailleurs, la définition du long terme dans ce cadre renvoie surtout à des effets structurels ou permanents, par opposition à des effets conjoncturels ou transitoires que neutralise l'hypothèse d'un niveau stationnaire des variables.

L'adaptation de ce modèle aux dépenses publiques supposerait donc la validité d'une analyse de ces dernières comme la somme d'une composante permanente et d'une composante transitoire. Or cette validité est problématique. L'hypothèse du revenu permanent est rarement appliquée au domaine des finances publiques : citons cependant un travail récent de Barro (1981) qui, dans le contexte très différent de l'analyse critique de la théorie du multiplicateur ⁽¹⁾ envisage les dépenses liées aux guerres comme seuls exemples de dépenses publiques transitoires. La portée de la distinction pour les périodes « normales » serait donc limitée.

Il n'est cependant pas dénué d'intérêt d'appliquer cette méthodologie des variables retardées aux dépenses publiques : elle montre alors que la loi de Wagner est une loi structurelle ou de long terme, alors que l'effet instantané n'implique pas une élasticité supérieure à 1.

Henning et Tussing (1974) partent par exemple du modèle suivant :

$$g_t^e = a + b \cdot y_t,$$

$$g_t - g_{t-1} = k \cdot (g_t^e - g_{t-1}) + c \cdot Dx_t + d \cdot z_t,$$

où les lettres minuscules représentent le Log des variables avec : G : dépenses publiques civiles, l'indice e indiquant leur niveau attendu; Y : P.N.B. réel par tête; Dx : variation des dépenses militaires; Z : ratio du P.N.B. réel par tête de plein-emploi au P.N.B. effectif.

Les originalités qu'il présente sont nombreuses :

- il traite les dépenses militaires comme exogènes et déterminées par la situation géo-politique;
- il fait intervenir l'influence du P.N.B. par l'intermédiaire du niveau « désiré » de dépenses publiques, ce qui peut s'admettre sous l'hypothèse que

(1) BARRO entend montrer théoriquement et empiriquement que la hausse des dépenses publiques transitoires entraîne une variation positive du revenu, moins que proportionnelle, mais supérieure à celle qui résulterait d'une variation de la composante permanente en raison essentiellement de phénomènes d'« anticipation rationnelle ».

C'est donc l'effet inverse de la loi de Wagner qu'analyse BARRO dans ces termes.

la maîtrise du ratio G/Y constitue un objectif de politique économique. Le taux de croissance *effectif* résulte alors d'un ajustement partiel (dont k représente la « vitesse ») entre niveau désiré et niveau passé;

– il comporte enfin un indicateur de déséquilibre macro-économique qui est destiné à rendre compte de l'utilisation de flux de dépenses publiques à des fins contra-cycliques.

Des deux expressions précédentes, les auteurs tirent alors la forme réduite suivante, qui est testée sur des séries de dépenses des administrations civiles (avec et sans transferts) sur la période 1900-1971 aux États-Unis :

$$g_t = a \cdot k + b \cdot k \cdot y_t + Dx_t + dz_t + (1 - k)g_{t-1}.$$

L'élasticité de court terme s'obtient directement grâce au coefficient de la variable $y_t(b \cdot k)$. Celle de long terme se calcule donc en considérant le flux stationnaire de revenu qui produit un niveau stationnaire de dépenses publiques, ce qui revient à poser $G_t = G_{t-1}$ dans l'équation économétrique. L'élasticité de long terme qu'on en déduit est donnée par l'expression : $b \cdot k / (1 - 1 + k) = b$.

Les résultats sont alors les suivants :

TABLEAU IV

Élasticité de court et de long terme, États-Unis, 1900-1971

Périodes	Sans les transferts		Avec les transferts	
	Élasticité court terme	Élasticité long terme	Élasticité court terme	Élasticité long terme
1900-1971	0,839	1,626	0,782	2,005
1900-1928	2,226	–	0,593	1,675
1928-1971	0,535	1,748	1,094	1,693

Source : TUSSING et HENNING (1974), tableaux I et II (1).

En nous limitant ici à des commentaires portant sur la loi de Wagner, on notera d'abord l'importance des différences entre les coefficients obtenus avant et après 1928 :

Les résultats les plus significatifs concernent cette dernière période, les ajustements y étant de bien meilleure qualité. Les élasticité sont alors supérieures à 1 dans le seul cas du long terme si on exclut les transferts, dans les deux cas si on les réintègre. Ces derniers ont une influence surtout sur les élasticité de court terme dont la valeur varie du simple au double. Par contre,

(1) On remarquera que les résultats tels qu'ils sont donnés par les auteurs présentent cette anomalie que les élasticité sur toute la période se trouvent, dans la quatrième colonne, à l'extérieur de l'intervalle défini par les élasticité des deux sous-périodes.

celles de long terme sont moins sensibles à la présence des transferts. Ceci peut s'expliquer par la croissance rapide de ceux-ci au sein des dépenses publiques, croissance qui contribue à affaiblir la portée « explicative » du terme retardé.

Dans la mesure où les équations de Henning et Tussing comprennent d'autres termes que le P.N.B., ces résultats ne sont toutefois pas comparables à ceux obtenus sur la base de la formulation « standard ». Il peut donc être intéressant d'isoler cet effet de long terme, sur des données françaises relatives aux 20 dernières années, en faisant l'hypothèse que le niveau des dépenses publiques est lié non seulement au P.I.B. marchand courant, mais aussi au P.I.B. des années antérieures :

$$\text{Log } G_t = a_0 + a_1 \text{Log } Y_t + a_2 \text{Log } Y_{t-1} + \dots$$

avec la série des a_i non tous négatifs et tous décroissants quand i augmente.

En appliquant l'hypothèse de Koyck ⁽¹⁾ selon laquelle les coefficients des termes retardés décroissent selon une progression géométrique de raison k ($0 < k < 1$), on obtient facilement l'expression suivante :

$$\log G_t = b_0 + b_1 \log X_t + b_2 \log G_{t-1}$$

où $b_1 = a_1$ et $b_2 = k$.

L'estimation de cette équation donne les résultats présentés aux tableaux V et VI.

TABLEAU V

Détermination des élasticités des dépenses publiques de court et de long terme, France, 1960-1980

Variable dépendante	b_0	b_1	b_2	r^2
G	-0,361 1 (0,184 1)	0,397 6 (0,229 5)	0,645 9 (0,217 5)	0,996
GC	-0,336 0 (0,138 7)	0,306 5 (0,151 1)	0,714 8 (0,155 4)	0,997

G : dépenses consolidées des Administrations Publiques; GC : consommation finale des A.P.U.C. et A.P.U.L.
Source : I.N.S.E.E. (1981).

TABLEAU VI

Elasticités de court et de long terme, France, 1960-1980

Variable dépendante	Élasticités court terme	Élasticités long terme
G	0,397 6	1,122 8
GC	0,306 5	1,074 7

Source : tableau V.

(1) Cf. par exemple JOHNSTON (1972), p. 298-299.

Les élasticités de long terme se déduisent des résultats du tableau V en considérant l'état stationnaire $G_t = G_{t-1}$. Elles sont donc égales à $b_1/(1-b_2)$ (1). On vérifie que seules ces dernières sont significativement supérieures à l'unité.

Le travail de d'Alcantara et Barten (1976) apporte un élément supplémentaire de confirmation, bien que le calcul des élasticités de long terme ne constitue pas un objectif explicite de leur recherche. Ils tirent en effet de la maximisation d'une fonction d'utilité collective (ou d'une fonction d'utilité gouvernementale) de type C.E.S. à deux arguments (consommation publique et privée) une équation sous forme réduite analogue à celle testée plus haut.

Le tableau VII en fournit les résultats, les élasticités de long terme ayant été calculées par nous (2).

Ce travail, animé du louable souci de dériver l'équation économétrique d'un modèle d'optimisation, ne se contentant pas d'estimer directement une forme réduite *ad hoc*, appelle cependant cette critique que l'équation auto-régressive testée ne se déduit pas logiquement du modèle d'optimisation qui est statique. Par ailleurs, les élasticités de la consommation publique par rapport à la consommation privée sont estimées de telle sorte qu'il s'agit d'élasticités instantanées (ou de court terme). Il peut donc donner l'illusion d'une invalidation de la loi de Wagner, alors que si celle-ci est testée sur la base d'un modèle à variable retardée, ce sont les coefficients de long terme qui sont pertinents. Le tableau VII montre qu'alors, la validité de la loi ne fait plus de doute.

TABLEAU VII

Élasticité de court et de long terme des dépenses de consommation publique non militaire par rapport aux dépenses de consommation privée, C.E.E., 1954-1972.

Pays	Élasticités court terme	Élasticités long terme (2)
Allemagne	1,275 (0,339)	1,369
France	0,489 (0,768)	1,294
Italie	0,828 (0,515)	1,195
Pays-Bas	0,417 (0,249)	1,295
Belgique	1,600 (0,033)	1,600
Grande-Bretagne	0,371 (0,244)	1,546
Irlande	0,855 (0,319)	1,361
Danemark	0,423 (0,324)	1,855
<i>Source : D'ALCANTARA et BARTEN (1976).</i>		

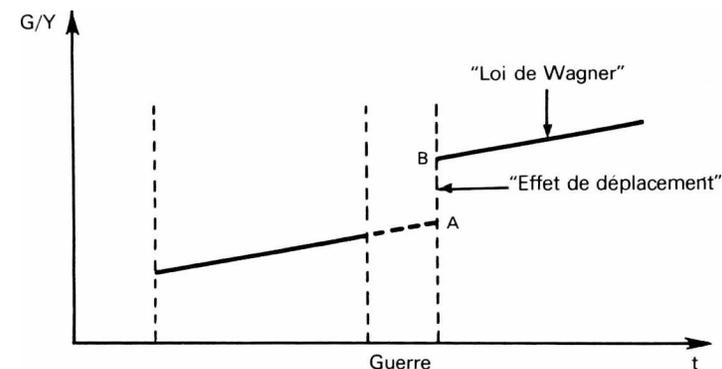
(1) Le calcul des élasticités de long terme suppose que b_2 ou k soit significativement différent de 1, ce qui est le cas aux seuils respectifs de 0,1 et de 0,05 pour les deux équations du tableau V.

(2) A partir de l'expression : $a/(1-b)$ avec a représentant l'élasticité de court terme (coefficient de X_t) et b le coefficient du terme retardé G_{t-1} , dans la mesure où celui-ci est significativement différent de 1.

2.2. L'effet de Cliquet

Une des premières critiques adressée à la « loi de Wagner », sous son aspect théorique et statistique, le fut par Peacock et Wiseman qui lui reprochaient d'ignorer le fait que dans la plupart des pays l'évolution du ratio G/X se faisait par *sauts* correspondant aux périodes de crise ou de guerre. Comme la loi de Wagner, cette fameuse théorie de l'*effet de déplacement* (1) : ainsi, certains auteurs faisant l'amalgame prétendent valider la théorie alors qu'ils ne font qu'observer le fait statistique : c'est par exemple le cas de Gupta (1967) ou de Bonin, Winch et Waters (1969). D'autres par contre, tout en validant le fait statistique, proposent des formulations théoriques alternatives [Bird (1972), Diamond (1977)] ou, de façon plus radicale, mettent en avant les limites de l'approche « par les déterminants » au profit d'autres principes méthodologiques, notamment ceux issus du matérialisme historique (André-Delorme, 1979).

GRAPHIQUE 1



(1) L'explication théorique proposée par PEACOCK et WISEMAN invoquait la coïncidence dans les périodes de crises ou de guerres d'un *effet d'inspection* (émergence de nouveaux besoins pris en charge collectivement par l'Etat) et d'un relâchement de la contrainte de charge fiscale maximale. Récemment, les auteurs (1979) ont pris leur distance avec leur travail initial, d'une part, en reconnaissant l'importance de l'apport du *Public Choice*, d'autre part en faisant de leur théorie une théorie des *bouleversements structurels (structural breaks)* de l'économie, dont les techniques économétriques rendraient mal compte : « ainsi, alors que la littérature sur les déterminants a apporté plus de sophistication dans l'interprétation empirique des données sur les dépenses publiques, elle a été en réalité édifiée sur des bases trop étroites pour pouvoir améliorer notre compréhension de la croissance effective des dépenses publiques et en particulier de l'instabilité des facteurs l'influençant ».

Ceci s'adresse surtout aux auteurs [dont Diamond (1977)] qui entendent dériver des *explications théoriques* de simples *observations statistiques*. Pourvu que cette distinction soit bien posée (cf. notre introduction), il est légitime de recourir à l'analyse quantitative sans prétendre *valider* des propositions théoriques incertaines quant au sens des causalités, quant aux facteurs déterminants les plus importants, quant à la nature du test approprié.

Au niveau du *fait statistique* où nous nous situons ici, il semble tout à fait possible de concilier « loi de Wagner » et « effet de déplacement » qui, comme le montre le graphique 1, ne désignent pas les mêmes phénomènes : la première décrit la forme de la pente de la droite G/X (1), le second, le saut.

L'effet de déplacement peut également s'interpréter en termes d'élasticité-revenu des dépenses publiques : le bon que manifeste en effet le ratio G/X peut aussi bien résulter d'une baisse du P.I.B. à niveau de dépenses publiques constant que d'une hausse brutale de ces dernières. Si en effet dans les périodes de crise ou de guerre, le P.I.B. s'effondre sans que le niveau des dépenses publiques varie significativement, la croissance du ratio qui en résulte ne manifeste rien d'autre qu'un ajustement imparfait à la baisse des dépenses de l'État. Cette interprétation de l'effet de déplacement en termes de « Cliquet » a été avancée par Bird (1971). Elle introduit cette idée de *valeurs différentes de l'élasticité des dépenses publiques selon le rythme d'évolution du P.I.B.* et c'est à ce titre que nous la discuterons.

Cette théorie de l'« effet de Cliquet » reçoit une interprétation simple si on considère qu'une partie importante des dépenses publiques est liée à des phénomènes de type démographique dont le temps d'ajustement éventuel au niveau de l'activité économique est très long.

L'hypothèse de Bird a été testée une seule fois, du moins à notre connaissance, par Diamond (1977) qui en longue période (1920-1970) sur le cas de la Grande-Bretagne n'a pas obtenu de résultats satisfaisants. Mais son modèle n'est pas sans défauts de spécification. L'auteur teste en effet l'équation suivante :

$$\dot{G}_t = a_0 + a_1 \dot{X}_t + a_2 (\dot{X}_t) Z_t + u_t,$$

avec \dot{G} et \dot{X} désignant respectivement les taux de croissance des dépenses publiques et du P.I.B., u , le terme d'erreur, et Z une variable dichotomique telle que :

$$Z = \begin{cases} 0 & \text{si } X_t > X_{t-1}, \\ 1 & \text{si } X_t \leq X_{t-1}. \end{cases}$$

Le test de l'effet de Cliquet se réduirait selon Diamond à vérifier l'hypothèse $a_2 > 0$. Si c'est en effet le cas, l'élasticité des dépenses publiques serait égale à a_1 quand le P.I.B. croît et à $a_1 + a_2$ quand il ne croît pas. La viscosité de

(1) Sous certaines réserves mineures [cf. GOFFMAN (1968)], l'élasticité de G par rapport à X supérieure à 1 implique en effet un ratio G/X croissant.

l'ajustement des dépenses publiques serait ainsi établie⁽¹⁾. La spécification retenue par Diamond a l'inconvénient de faire l'hypothèse implicite que le terme constant n'est pas affecté par le fait que la variable explicative soit croissante ou non : l'introduction de la variable muette permet une discrimination au sein de l'échantillon entre années où le revenu est croissant et les autres, mais rien n'autorise à limiter au seul coefficient l'effet de cette discrimination.

Partant d'un modèle « standard » de la forme :

$$\log G_t = a_1 \log X + a_2 + u_t,$$

le test d'un effet de Cliquet selon la méthode de Diamond nécessiterait l'estimation de la forme réduite suivante :

$$\log G_t = (a_1 + a'_1 \cdot Z_t) \cdot \log X_t + (a_2 + a'_2 \cdot Z_t) + u_t,$$

avec Z_t définie comme précédemment. Si $Z = 1$, le modèle se trouve ainsi affecté, par rapport au cas où $Z = 0$, d'une double modification de l'élasticité ($a_1 + a'_1$ au lieu de a_1) et de la constante ($a_2 + a'_2$ au lieu de a_2).

L'équation ci-dessus s'écrit encore :

$$\log G_t = a_1 \log X_t + a'_1 Z_t \cdot \log G_t + a'_2 \cdot Z_t + a_2 + u_t$$

forme sous laquelle elle peut être estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires⁽²⁾.

Nous avons donc effectué un nouveau test de l'effet de Cliquet avec la formulation ci-dessus sur le cas des 20 dernières années en France. Sur cette période, en effet, on observe un véritable bond du ratio des dépenses publiques au P.I.B. qui s'élève de près de 6 points entre 1973 et 1975⁽³⁾. On peut légitimement se demander si cette forte croissance ne s'explique pas mieux par l'hypothèse de Bird (absence d'ajustement à la baisse des dépenses publiques dans un contexte de ralentissement de la croissance) que par une croissance absolue du niveau des dépenses publiques.

(1) Ce test est différent de la mesure habituelle de l'effet de Cliquet dans la littérature sur la fonction de consommation : les modèles utilisés sont en effet du type :

$$G_t = a X_t + b X_t^M + c + u_t \quad (\text{MODIGLIANI}),$$

X^M représentant le revenu antérieur le plus élevé, ou :

$$G_t = a X_t + b G_{t-1} + c + u_t \quad (\text{DUESENBERY}).$$

Mais, comme le souligne justement ROTTIER (1975), c'est plutôt un effet d'hystérésis ou d'irréversibilité partielle que décrivent ces modèles qui montrent une consommation *ne baissant pas autant que le revenu*. Dans le cas de la dépense publique, c'est un effet d'irréversibilité totale qui est observé, cette dernière ne baissant pas et s'élevant même quand le revenu baisse.

(2) Cf. par exemple INTRILIGATOR (1978) pour l'usage des variables muettes dans les modèles économétriques.

On notera que, par construction, X et Z sont fortement corrélées : en effet, $Z_t = 0$ chaque fois que $X_t > X_{t-1}$. L'introduction du produit des deux variables neutralise cette corrélation : mais le coefficient de ce produit ne mesure pas alors l'effet de Cliquet comme le prétend DIAMOND mais la corrélation des deux variables.

(3) Cf. VILLEPIN (1981).

TABLEAU VIII

Rapport des dépenses consolidées des Administrations Publiques au P.I.B. marchand

Années	1971	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980
%	41,0	41,1	42,7	47,1	47,6	47,8	48,8	49,1	50,2

Source : I.N.S.E.E., 1981, 1982.

La méthode utilisée est la suivante :

– on a d’abord déterminé la tendance d’évolution du P.I.B. réel (aux prix de 1970) en ajustant l’expression : $X_t = X_0 \cdot e^{rt}$ sur la période 1960-1980 (1).

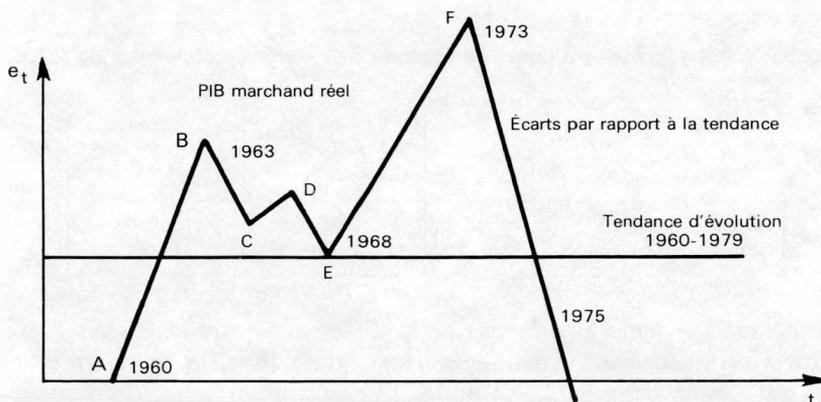
On a ensuite calculé les résidus, écarts entre les valeurs observées et calculées du P.I.B. réel ($e_t = X_t - \hat{X}_t$) (cf. graphique 2).

– par la suite, un modèle analogue à celui ci-dessus a été estimé, soit :

$$\text{Log } G_t = a_0 + a_1 \text{Log } X_t + a_2 Z_t \text{Log } X_t + a_3 Z_t + u_t,$$

où G représente les dépenses consolidées des Administrations Publiques, X , le P.I.B. marchand et Z , une variable dichotomique qui prend la valeur 0 quand la croissance effective s’accélère par rapport à la tendance (segments AB ou EF du graphique 2) et la valeur 1 quand elle ralentit (BC ou DE).

GRAPHIQUE 2



Le test requiert que le coefficient a_2 soit significativement différent de 0. Cela signifierait en effet que l’élasticité des dépenses publiques est plus forte les années où la croissance ralentit.

(1) $r = 5,695$.

Les résultats sont présentés dans les tableaux IX *a* et *b* et confirment largement l'hypothèse du Cliquet.

TABLEAU IX *a*
Test de l'effet de Cliquet des dépenses publiques, France, 1960-1981

Variable dépendante	a_0	a_1	a_2	a_3	r^2	$D - W$
<i>G</i>	-0,429 5 (0,056 8)	1,017 9 (0,021 0)	0,070 9 (0,026 6)	-0,177 4 (0,076 0)	0,999	1,115
<i>GC</i>	-0,859 1 (0,034 6)	1,010 5 (0,012 8)	0,090 5 (0,016 2)	-0,243 6 (0,046 3)	0,999	1,588

G : dépenses consolidées des Administrations Publiques; *GC* : dépenses de consommation finale des Administrations Publiques.
Source : I.N.S.E.E. (1981), (1982).

Les années de forte croissance ($Z=0$), l'élasticité des dépenses publiques n'est pas significativement différente de 1 : il existe donc alors un parallélisme d'évolution entre la croissance du P.I.B. et celle de ces dernières. Les années de ralentissement de la croissance ($Z=1$), l'élasticité est supérieure à celle des années de forte croissance ⁽¹⁾ et significativement supérieure à 1 : on l'obtient en additionnant les coefficients a_1 et a_2 (tableau X *b*) avec a_2 significativement différent de 0 et positif ⁽²⁾.

TABLEAU IX *b*
Élasticités des dépenses publiques en fonction du rythme de croissance du P.I.B.

	Croissance faible $Z=0$	Croissance forte $Z=1$
Dépenses totales	1,018	1,089
Consommation finale	1,010	1,100

Le tableau IX *b* témoigne de ce que la différence entre élasticité de faible et de forte croissance est *économiquement* significative, la première étant de près de 10% supérieure à la seconde. Elles résultent donc d'un processus *d'ajustement asymétrique* du niveau des dépenses publiques à celui du P.I.B. selon le rythme de croissance de ce dernier : c'est en fait une relativement forte *autonomie* de la tendance d'évolution des dépenses publiques par rapport au

(1) L'hypothèse nulle d'égalité des deux élasticités est rejetée au seuil de 0,005 pour les deux équations.

(2) Aux seuils respectifs de 0,01 pour la première équation et 0,005 pour la seconde.

P.I.B. que ces résultats mettent en évidence. Celle-ci apparaît en outre plus nette pour les dépenses de consommation publiques que pour les dépenses publiques totales.

En ce qui concerne la loi de Wagner, elle n'est pleinement vérifiée que pour les années de croissance relative faible : le coefficient pour les années de forte croissance n'est en effet pas significativement différent de 1. Ceci nous permet d'aboutir à une interprétation particulière de la loi : l'évolution des dépenses publiques qu'elle décrit résulterait en fait d'un phénomène de croissance autonome des dépenses publiques à un taux proche des taux de croissance les plus élevés du P.I.B. L'élasticité supérieure à l'unité observée en longue période ne constituerait, dans cette hypothèse, que le résultat de l'*instabilité relativement plus forte de la croissance du P.I.B.* (1).

3. LES EFFETS DE LA PRISE EN COMPTE DU PRIX DES SERVICES ÉTATIQUES

Jusqu'à présent, nous avons utilisé la formulation conventionnelle de l'élasticité revenu des dépenses publiques ($dG/dX \cdot X/G$); or, celle-ci diffère du concept d'élasticité-revenu utilisé en micro-économie sur deux points importants sur lesquels il convient de s'arrêter :

— d'abord, elle est évaluée généralement *en valeur*. Or l'élasticité au sens micro-économique du terme relie la *quantité* d'un bien demandé par un individu au revenu de ce dernier. Si donc les dépenses publiques s'écrivent :

$$G = p \cdot Q$$

avec Q , la quantité de services collectifs et p leur prix unitaire, l'élasticité conventionnelle utilisée jusqu'à présent est égale à :

$$e_{G, X} = e_{Q, X} + e_{p, X},$$

soit à la somme d'une élasticité-revenu conforme au concept micro-économique ($e_{Q, X}$) et de l'élasticité par rapport à X du prix unitaire des services collectifs ($e_{p, X}$).

La question se pose alors de savoir si la « loi de Wagner » (au sens statistique) généralement vérifiée en ce qui concerne $e_{G, X}$ l'est aussi pour $e_{Q, X}$, autrement dit si la croissance globale des dépenses publiques par rapport au

(1) Cette autonomie est dans une large mesure contradictoire avec la théorie de la croissance de l'État de Adolf WAGNER qui insiste au contraire sur les facteurs d'inter-dépendance de ces deux croissances. En revanche, elle tendrait à accréditer des thèses comme celles de l'école du *Public Choice* qui mettent en avant les déterminants *internes* de la croissance de l'État, c'est-à-dire les déterminants tenant aux facteurs institutionnels et notamment la pression bureaucratique. Cette interprétation est renforcée par le fait que ce sont les dépenses de consommation qui semblent le plus *autonomes*.

P.I.B. est davantage imputable à une croissance de la *quantité* de services collectifs consommés ou à une croissance de leur prix. Cette distinction d'un effet-quantité et d'un effet-prix est riche d'implications théoriques.

— par ailleurs, l'élasticité-revenu de la demande d'un bien, en micro-économie traditionnelle, s'entend *nette de l'effet causal de la variable prix*. Elle se détermine sur la base d'une liaison fonctionnelle du type : $q = f(p, Y)$ (q , quantité du bien, p , son prix, Y , revenu du demandeur), alors que celle utilisée jusqu'ici par nous ($G = f(X)$) rappelait davantage dans son principe une fonction de *consommation* de type keynésien⁽¹⁾ et ne permettait pas d'obtenir des valeurs de l'élasticité-revenu qui tiennent compte de l'influence d'une variable de prix : on sait en effet que le fait d'ajouter à une équation économétrique une variable explicative statistiquement significative a comme effet de modifier la valeur des coefficients estimés précédemment sans la nouvelle variable⁽²⁾.

On se limitera dans ce paragraphe à l'analyse de la prise en compte d'une variable de prix en examinant d'abord les problèmes de la mesure des élasticités à prix constants, ensuite ceux relatifs à la construction de fonctions de demande de dépenses publiques⁽³⁾.

3.1. Les élasticités en termes réels et l'« effet Beck »

L'« effet Beck » ou l'« hypothèse Beck » désigne dans certains articles récents [Beck (1979) (1981 b), Pluta (1981), Heller (1981)] le phénomène (éventuel) de *décroissance des dépenses publiques par rapport au P.I.B. en termes réels*. Cela entraînerait donc l'existence d'une élasticité-revenu du *volume* de services publics inférieure à l'unité.

(1) L'interprétation de la « loi de Wagner » selon laquelle les services des collectivités publiques seraient des biens supérieurs est *a priori* abusive si elle ne se fonde que sur les élasticités en valeur.

(2) Si par exemple on estime une fonction : $y_t = a_1 x_{1t} + e_t$ (variables centrées) alors que la « vraie » spécification est : $y_t = a_1 x_{1t} + a_2 x_{2t} + e_t$, l'estimation de a_1 par la première équation sera biaisée et le biais dépend du coefficient de la variable « oubliée » et de la covariance des deux variables ($a_2 \sum x_1 x_2 / \sum x_2^2$). Ceci se généralise à n variables [RAO et MILLER (1971)].

(3) Faute de place, nous n'examinerons pas le travail de WAGNER et WEBER (1977) qui introduisent dans l'équation économétrique de calcul de l'élasticité une variable de *trend* : $\text{Log } G_t = a_0 + a_1 \text{Log } X_t + a_2 t$, de façon à capter la part revenant à toutes les autres variables explicatives dont l'influence combinée est supposée être une fonction régulière du temps. Cependant, d'une part les élasticités présentées par les auteurs (tableau II) ne sont pas rigoureusement comparables entre elles, car certaines ont été estimées *sans la variable de trend*, sous prétexte que l'écart-type était alors plus faible et d'autre part, il n'est pas sûr que cette méthodologie qui se justifie quand il s'agit d'isoler l'effet causal d'une variable sur une autre alors qu'elles sont toutes deux croissantes dans le temps, soit acceptable dans le cas qui nous préoccupe : quand le problème est de nature essentiellement dynamique et qu'il s'agit d'*expliquer le trend d'une variable par le trend d'une autre variable*, (analyse des co-variations), ce procédé ne se justifie plus et peut même constituer une erreur de spécification du modèle conduisant à des coefficients biaisés [cf. RAO et MILLER (1971), pour une élaboration de cet argument].

Ceci explique sans doute certains résultats curieux, par exemple une élasticité des dépenses globales de $-0,5165$ pour la Suède entre 1950 et 1972 contre $2,078$ pour le Danemark (tableau II).

Une variable de *trend* introduite dans une équation du même type concernant les dépenses publiques totales en France (1960-1980) tendrait plutôt à renforcer la loi de Wagner : $e = 1,5062 (0,1604)$.

La question de l'évolution du ratio réel, le plus souvent négligée dans la littérature, se résume en fait dans celle du choix d'un *déflateur* approprié des dépenses publiques, la décomposition prix-volume posant dans ce cas des difficultés particulières en raison du caractère non marchand des prestations de l'État et des collectivités publiques.

Dans un premier article, Beck (1976) déflatait les dépenses publiques totales par l'indice de prix implicite de la consommation publique que l'on trouve par exemple dans les publications de l'O.N.U. ou de l'O.C.D.E. Sur un échantillon de 13 pays développés entre 1950 et 1970, il observait alors une décroissance du ratio réel G/X : pour la France par exemple, il l'évaluait pour 1968-1970 à 24,4% en termes réels (prix de 1950-1952) contre 33,9 en termes nominaux et 32,5 en 1950-1952.

Le défaut évident de cette procédure consistait à ne recourir qu'à un déflateur unique pour l'ensemble des dépenses publiques et, de surcroît, d'opter pour un déflateur particulièrement « puissant » [Dubin (1977)].

Par la suite, Beck reformula ses calculs (1979, 1981 *a*) en désagrégant les dépenses publiques en dépenses de consommation finale des Administrations Publiques et dépenses de transferts. Les premières furent comme précédemment déflatées par l'indice correspondant issu des comptes nationaux publiés par l'O.N.U., les secondes par un indice de prix implicite de consommation privée de même provenance. Ce dernier choix au détriment d'autres solutions envisageables comme l'emploi d'un indice de prix à la consommation se justifie par le fait qu'il s'agit d'un indice de Paasche, cohérent donc avec l'indice de consommation publique.

Le déflateur des dépenses globales est obtenu par la somme pondérée par le poids respectif des deux types de dépenses, des indices relatifs à la consommation publique et aux transferts.

Ces déflateurs permettent alors d'observer le triple phénomène suivant dont témoigne le tableau X :

- *une croissance nominale mais une décroissance réelle du ratio des dépenses de consommation publiques au P.I.B.*;
- *une croissance nominale et réelle des dépenses de transferts*;
- *une croissance nominale et réelle des dépenses totales.*

L'« effet Beck » de décroissance des dépenses réelles se limiterait donc au cas des dépenses de consommation publique.

Comparée à l'évolution en termes nominaux, l'évolution des dépenses agrégées en termes constants se révèle en général de même sens mais de moindre amplitude (*cf.* tableau XI).

Le graphique 3 indique dans le cas de la France l'évolution respective des indices de prix de la consommation publique, des transferts, des dépenses globales et du P.I.B.

(1) Relatif aux 13 mêmes pays que BECK analysait en 1976. PLUTA (1981) et HELLER (1981) ont calculé selon des procédures analogues des ratios réels pour les pays en développement qui, tout en présentant des spécificités, n'infirmant pas, en général, ceux de BECK.

TABLEAU X

Élasticité-revenu des dépenses publiques à prix constants, 1950-1977

	G	G _c	G _t
Autriche	1,80	0,54	3,23
Canada	1,96	1,17	2,90
Danemark	2,25	1,54	3,09
Finlande	1,70	1,20	2,30
France	1,61	0,60	2,54
Allemagne	1,46	0,87	2,06
Grèce	1,27	0,68	2,11
Irlande	2,47	1,21	4,33
Pays-Bas	2,46	0,63	4,38
Suède	2,70	1,42	4,43
Suisse	1,89	0,79	3,41
Royaume-Uni	1,37	0,77	2,07
États-Unis	1,74	1,18	2,59
Ensemble	1,80	0,87	2,90

G : dépenses totales des administrations publiques;
G_c : consommation finale; G_t : transferts.
Source : Beck (1979).

TABLEAU XI

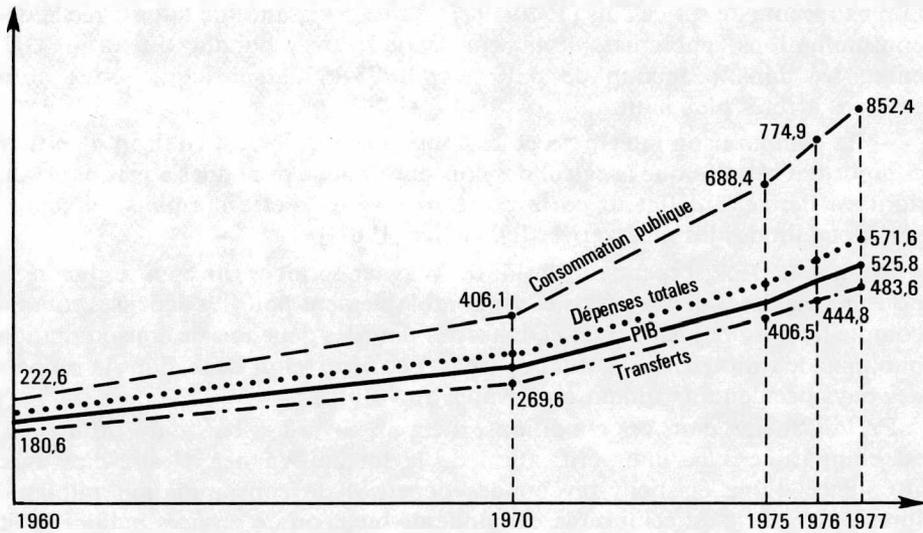
Évolution du ratio G/X en termes réels et nominaux

	Prix nominaux			Prix réels	
	1950	1976	1977	1976	1977
Autriche	21,2	39,4	39,8	32,9	33,7
Canada	19,0	36,3	36,9	31,9	32,2
Danemark	18,1	40,0	—	31,9	—
Finlande	20,4	34,5	35,6	30,0	30,4
France	26,7	40,8	41,8	37,6	38,5
Allemagne	28,3	40,9	41,3	37,9	38,3
Grèce	19,6	27,4	29,0	22,4	24,0
Irlande	23,0	43,3	—	44,1	—
Pays-Bas	23,9	51,6	52,3	47,2	48,3
Suède	23,7	50,1	55,6	43,9	48,1
Suisse	19,3	30,3	30,4	29,8	29,8
Royaume-Uni	30,2	41,4	40,8	35,8	35,8
États-Unis	20,0	33,1	32,6	29,4	28,8
Ensemble	21,2	40,0	39,8	32,9	33,7

Source : BECK (1979).

GRAPHIQUE 3

Évolution des prix implicites de la consommation publique, des transferts et des dépenses publiques totales d'une part, de la P.I.B. de l'autre. France (base 100 : 1950).



Source : BECK (1979).

En résumé, il semblerait que la croissance des dépenses publiques soit essentiellement imputable à une croissance forte du prix des consommations publiques (qui décroîtraient en volume) et à une croissance également forte du volume des transferts (dont le prix croîtrait également mais moins vite que celui du P.I.B.).

Le fait le plus spectaculaire mis en évidence par cette analyse reste la croissance du prix des consommations publiques (c'est-à-dire en gros des achats et des frais de personnel des administrations).

Quoique le degré de désagrégation des dépenses publiques reste faible et qu'il soit possible d'aller plus loin dans ce domaine (par exemple distinguer transferts économiques et sociaux, faire apparaître le service de la dette, etc.), la solution de Beck semble un compromis acceptable entre la masse d'informations (souvent non disponibles d'ailleurs) qu'il faudrait réunir pour appliquer à chaque poste de dépense le déflateur correspondant et la portée des résultats obtenus.

On peut cependant formuler un certain nombre de remarques :

- il est d'abord évident que l'existence d'un « effet Beck » dépend de la méthodologie de calcul : d'autres choix donneraient d'autres résultats : Heller (1981) par exemple calcule des valeurs réelles dans la perspective du « coût

d'opportunité au contribuable représentatif », en déflétant donc les dépenses agrégées par un indice unique de consommation *privée* ⁽¹⁾ et trouve des résultats tout différents (tous les ratios réels croissent).

— les chiffres mêmes cités par Beck montrent une tendance dans la période la plus récente de ses calculs (1970-1977) à une croissance de la part réelle des consommations publiques : cela correspond au « bond » du ratio G/X enregistré dans beaucoup de pays vers 1973-1975, sur lequel nous nous sommes arrêtés plus haut.

— la comparaison inter-pays et les conclusions qu'on est en droit d'en tirer comportent cet aléa que le calcul des consommations publiques à prix constant dont est dérivé le déflateur correspondant est loin d'être normalisé et repose sur les méthodes les plus variées [cf. Heller (1981)].

Si on suit Beck, cependant, la loi de Wagner serait vérifiée en termes réels pour les dépenses de transferts et vraisemblablement pour les dépenses totales, compte tenu du poids de ceux-ci, mais pas pour les dépenses de consommation publique, le ratio G_c/X ayant tendance à décroître, selon Beck, dans la plupart des pays occidentaux quand on l'évalue en volume.

En fait, même dans ces conditions, il est un cas où la baisse du ratio G_c/X est compatible avec une vérification de la loi de Wagner, c'est-à-dire avec l'existence d'une élasticité-revenu des dépenses de consommation publique supérieure à 1 : c'est celui où la demande de biens ou de services publics subit un *effet substitution* en faveur des biens et services privés en raison de la hausse de leur prix relatif.

Dans ce cas en effet, la baisse globale du ratio peut se décomposer très classiquement en un effet substitution négatif et un effet revenu positif et il n'est pas impossible, si l'intensité du premier est suffisamment forte, que l'élasticité-revenu de la consommation publique, même mesurée en termes réels, soit supérieure à 1.

Si on appelle $z(t)$ le rapport, au temps t , des quantités de biens publics et privés, on peut montrer, à partir d'un modèle d'équilibre d'un consommateur représentatif, que l'identité suivante est vérifiée ⁽²⁾ :

$$\dot{z} = (e_g - e_p) (\dot{y} - p x_g / y \cdot \dot{p}) - s \cdot \dot{p},$$

avec e_g et e_p , les élasticités respectives des quantités de biens publics et privés, p , le prix relatif des consommations publiques, y , le revenu réel et s , l'élasticité de substitution de la consommation privée à la consommation publique.

(1) Procédé qui soulève l'indignation de M. BECK (1981 b). Indignation d'ailleurs curieuse quand on songe que BECK lui-même, en 1976, avait utilisé un déflateur unique de consommation publique : à tout prendre d'ailleurs, le choix comme déflateur unique d'un indice de consommation *privée* se justifie davantage que celui d'un indice de consommation publique : l'emploi du premier conduit à exprimer le montant des dépenses publiques en termes de *coût d'opportunité pour les contribuables*, ce qui a un sens économique. A l'inverse, il n'y a aucune raison de déflater par exemple des transferts par un indice de consommation publique.

(2) Cf. DIBA (1982) pour le détail du calcul de dérivation de cette expression. Les termes surmontés d'un rond désignent des taux de croissance. Toutes les variables sont paramétrées par le temps.

Cette expression donne le taux de variation du rapport biens publics/biens privés en fonction notamment de l'élasticité de substitution s . En y portant la valeur des différents taux de variation calculés à partir des données fournies par Beck (1979, annexes A1 à A4) ⁽¹⁾, Diba (1982) établit la relation suivante en ce qui concerne le Royaume-Uni entre 1950 et 1977 :

$$e_g = 0,78 + 0,62 \cdot s$$

qui montre donc que la loi de Wagner peut être vérifiée en volume pour les dépenses de consommation publique pourvu que l'on suppose l'élasticité de substitution s strictement supérieure à 0,36.

Un calcul analogue pour la France utilisant toujours les données de Beck donne la relation :

$$e_g = 0,69 + 0,63 \cdot s.$$

Dans ce cas, il suffirait d'une élasticité de substitution au moins égale à 0,48 pour que la loi de Wagner en termes réels soit vérifiée ⁽²⁾.

Cette analyse repose toutefois sur des hypothèses fortes au niveau de l'agrégation des données, de l'hypothèse de substituabilité, etc. Nous retiendrons cependant que la loi de Wagner qui est vérifiée en termes réels pour ce qui est des dépenses publiques totales, peut également l'être, si on admet une certaine dose de substituabilité entre biens publics et privés, dans le cas des dépenses de consommation des administrations. La loi de Wagner résiste donc bien à « l'épreuve de la déflation », contrairement aux affirmations initiales de Beck (1976).

Comment expliquer ce qui finalement apparaît comme la principale conclusion des travaux de Beck, à savoir la forte hausse du prix relatif des consommations des Administrations Publiques.

La première hypothèse réside dans l'existence de gains différentiels de productivité entre secteurs publics et privés au détriment du premier : comme l'a élégamment montré William Baumol (1967), ceci entraînerait une dégradation du prix relatif des services publics. L'existence d'un tel mécanisme est possible mais il est douteux que les chiffres cités ici, par exemple ceux qu'illustre le graphique 3, en constituent la *preuve*. Ils reposent en effet sur l'emploi d'indices de prix de la consommation publique calculés selon des méthodologies diverses selon les pays, mais partageant cependant cette caractéristique de renoncer plus ou moins à corriger les variations de prix des

(1) Et en utilisant l'expression de la contrainte de budget.

Les séries données par BECK dans son article de 1979 permettent d'obtenir \hat{z} , \hat{y} , \hat{p} , ainsi que $p x_g / y$, part des biens publics en valeur dans le P.I.B. Grâce à la contrainte de budget, on peut disposer d'une seconde relation entre les élasticités e_g et e_p et résoudre le système en e_g .

(2) Dans les deux cas, si $s=0$, on trouve à peu près les élasticités réelles du tableau X issu également de BECK : il aurait donc supposé l'absence de substitution privé/public. On remarquera que les valeurs minimales de l'élasticité de substitution requise pour la vérification de la loi de Wagner sont relativement modérées.

variations de productivité, la raison évidente en étant la difficulté de mesurer cette dernière dans le cadre de services non marchands⁽¹⁾. Que l'on fasse l'hypothèse de gains de productivité nuls ou de gains forfaitairement évalués à 2% par an par exemple [I.N.S.E.E. (1976)], les comptes établis sur cette base ne peuvent servir à confirmer l'hypothèse de gains différentiels dans la mesure où ils ont été eux-mêmes établis sur cette base.

On peut donc penser que l'indice de prix de la consommation publique *sur-évalue les mouvements effectifs* en sous-estimant les gains de productivité que seules des études spécifiques, qui se multiplient d'ailleurs dans la littérature récente, peuvent tenter de mesurer exactement.

Par ailleurs, même si on admet l'existence effective d'un différentiel de gains de productivité, la valeur explicative de ce dernier au niveau des dépenses publiques totales (et non seulement de leur prix) semble relativement faible, en dehors de secteurs particuliers comme celui des arts et spectacles vivants subventionnés [Baumol et Bowen (1967)]. André et Delorme (1979), sur l'exemple de l'enseignement primaire en France entre 1947 et 1971, faisant l'hypothèse d'une productivité stationnaire, accordent à celle-ci une puissance explicative bien inférieure à celle d'autres facteurs tels que la pression de la demande ou l'amélioration de la qualité du service⁽²⁾. De même Spann qui analyse certains postes de dépenses des collectivités locales aux États-Unis entre 1962 et 1967 conclut à l'existence certes d'un différentiel de productivité, mais n'expliquant que 20 à 25% de la croissance des dépenses totales. Si donc le différentiel de productivité peut vraisemblablement être retenu comme facteur influençant à la hausse le *prix unitaire* des dépenses de consommation publique, d'une part l'intensité de cette influence n'est pas nécessairement décisive, et d'autre part on ne peut en déduire qu'il détermine de façon importante la croissance de la *valeur* de cette consommation.

D'autres explications à cette hausse du prix des consommations publiques ont été avancées :

— la propension relativement forte du secteur public à acheter des marchandises soumises à des taux d'inflation comparativement plus élevés, la demande publique étant de nature à peser sur le mouvement « naturel » des prix relatifs [Heller (1981)];

— la tendance à l'indexation de certaines composantes des dépenses publiques qui induirait un biais de même nature (*idem*);

— la structure particulière des droits de propriété dans le secteur public non marchand qui ne serait pas incitatrice et ne conduirait pas à la recherche

(1) Cf. I.N.S.E.E. (1976) pour un exposé de la méthodologie et des difficultés de la construction des comptes d'activités non marchandes à prix constant.

(2) Les auteurs, postulant la nullité des gains de productivité dans le secteur, « expliquent » le taux de croissance nominal moyen annuel sur la période (11,6%) essentiellement par la croissance des effectifs (2,1%) et l'amélioration de la « qualité », mesurée par les dépenses par élève (9,5%) : la croissance moyenne du P.I.B. nominal ayant été de 10,5% par an (5,2 en volume, 5,3 en prix) l'écart éventuellement imputable à la productivité ne serait que de 1,1%.

systématique de l'efficacité maximale (biais vers un accroissement de l'« inefficacité X »), [Marck Crain et Zardkoohi (1980)],

– l'effet de stratégies bureaucratiques conscientes qui, au-delà d'une certaine taille des bureaux, mettraient davantage l'accent sur la croissance des rémunérations et des budgets que sur celle des effectifs [Tullock (1974), Buchanan et Tullock (1977)].

Ces explications ne sont pas toutes incompatibles quoique parfois présentées comme telles⁽¹⁾. L'analyse et la mesure de la productivité constituent à l'évidence une voie de passage obligée pour progresser dans ce domaine.

3.2. La construction de fonctions de demande

Le paragraphe précédent, introduisant une variable « prix » pour les biens et services publics, a contribué à l'évaluation d'élasticités-revenu des dépenses publiques plus conformes au concept micro-économique d'élasticité que celles qu'offre la littérature sur la loi de Wagner, dans la mesure où elles s'entendent *nettes d'un effet-prix*.

L'étape logique ultérieure dans cette direction consisterait à tenter de construire de véritables *modèles de demande de dépenses publiques* fondés sur des comportements d'optimisation, et qui comportent, comme variables explicatives, essentiellement des variables de prix et de revenu, associées éventuellement à d'autres facteurs.

De telles fonctions ont été construites au niveau des dépenses publiques locales notamment aux États-Unis et en Suisse. Outre le fait qu'elles reposent sur des fondements théoriques plus solides que les simples formes réduites *ad hoc* estimées directement trop souvent utilisées dans le contexte de la loi de Wagner, ces fonctions présentent cet intérêt pour notre objet d'avoir accrédité l'idée que la loi de Wagner était invalidée et que l'élasticité-revenu des dépenses publiques était inférieure à l'unité si on l'estimait sur cette base⁽²⁾.

Ces fonctions de demande trouvent naturellement leur place dans les théories du *marché politique* où le niveau des dépenses publiques résulte de l'interaction d'une demande présentée par les habitants d'un espace politique donné et d'une offre venant d'« entrepreneurs » politiques détenant le pouvoir ou ambitionnant d'y accéder.

Le prix implicite obtenu au paragraphe précédent en divisant un compte nominal par son homologue à prix constant ne constitue pas dans un tel schéma la variable explicative pertinente pour les fonctions de demande : en raison du processus particulier d'allocation et de financement des biens et services étatiques, la demande dépendra non pas du prix moyen (qui est en fait

(1) Cf. ORZECZOWSKI (1974) pour une tentative de réfutation de la « loi de Baumol » dans la perspective d'accréditer la thèse imputant la croissance des dépenses publiques essentiellement à des facteurs de type bureaucratique.

(2) BORCHERDING (1977 b), par exemple, s'appuie sur des travaux de ce type, pour affirmer que l'élasticité-revenu des dépenses publiques en longue période (1902-1971) aux États-Unis est égale à 0,75 environ.

un coût) mais du « *prix-taxe* » unitaire qui pèse sur l'individu ou le groupe d'individus dont les préférences sont déterminantes, dans un contexte institutionnel donné (mode de scrutin notamment), pour le choix collectif.

Dans le cadre du scrutin majoritaire, sous la triple hypothèse que le marché politique soit relativement concurrentiel, que les préférences des électeurs soient uni-modales et que les possibilités de vote stratégique ou de « logrolling » soient exclues, les travaux de Downs (1957), Bowen (1946), Tullock (1967) ont montré que les préférences de l'électeur médian étaient toujours satisfaites et que ce dernier jouait donc un rôle déterminant.

La plupart des modèles de demande de dépenses publiques repose sur cette hypothèse de l'électeur médian ⁽¹⁾. La structure de base de ces modèles peut être décrite ainsi :

Soit donc une administration publique (locale) produisant une quantité de biens ou de services correspondant à la demande de l'électeur médian dont on supposera qu'il dispose du revenu médian ⁽²⁾. Cette demande obtenue à partir de la maximisation d'une fonction d'utilité $U_i(X_i, Z_i)$ sous contrainte de revenu $(Z_i + t_i X_i \leq Y_i)$ s'écrit :

$$X_i = a \cdot t_i^\alpha \cdot Y_i^\beta,$$

avec X , le bien public, Z , un bien privé composite pris comme numéraire, t , le « *prix-taxe* » individualisé prélevé sur les habitants pour financer le bien public, Y , le revenu individuel et i , l'indice de l'électeur médian.

Le bien offert par l'Administration Publique peut être *collectif* au sens samuelsonien du terme (égalité des consommations individuelles), purement privé ou mixte.

Pour rendre compte de ces possibilités, il est commode d'utiliser la formulation de Borcharding et Deacon (1972) reprise par Bergstrom et Goodman (1973) et par Borcharding (1977 *b*), en notant :

$$X_i = X \cdot N^{-\gamma} \quad \text{et} \quad 0 \leq \gamma \leq 1$$

avec X , la quantité de bien *produite* et X_i , la quantité demandée par l'individu médian.

Si $\gamma = 0$, alors $X_i = X$, ce qui correspond au cas du bien public pur samuelsonien; si $\gamma = 1$, $X_i = X/N$, et le bien est un bien privé pur. Les valeurs intermédiaires de γ correspondent aux différents cas de « mixité » du bien. γ peut donc s'interpréter comme un indice de « publicité » du bien considéré.

La courbe de demande de l'individu médian devient donc :

$$X = a \cdot t_i^\alpha \cdot Y_i^\beta \cdot N^\gamma.$$

(1) Cf. BORCHERDING et DEACON (1972), BERGSTROM et GOODMAN (1973), POMMEREHNE et FREY (1976), POMMEREHNE (1978), POMMEREHNE et SCHNEIDER (1978). ROMER et ROSENTHAL (1979) donnent un excellent compte-rendu critique de ces travaux.

(2) Cf. BARR et DAVIS (1966) pour les problèmes suscités par cette hypothèse.

Plusieurs hypothèses peuvent être faites pour ce qui est du comportement d'offre des administrations : Borchering et Deacon supposent que leur production a lieu dans des conditions techniques représentées par une fonction de production du type Cobb-Douglas et dans des conditions économiques de minimisation du coût de production; Bergstrom et Goodman ne posent qu'une contrainte d'équilibre budgétaire, ce qui apparaît sans doute plus admissible s'agissant d'organisations publiques.

Dans ce dernier cas et compte tenu du fait que les dépenses des collectivités locales sont essentiellement financées, dans le cas des États-Unis, par une taxe foncière, on aura :

$$X \cdot c = r \cdot \sum_j P_j$$

avec c , le coût moyen (uniforme) de production du bien considéré, r , le taux (uniforme également) de la taxe foncière et P_j , la valeur taxée des biens immobiliers et fonciers de l'individu j .

La taxe totale acquittée par l'électeur médian sera donc :

$$T_i = r \cdot P_i = (X \cdot c / \sum_j P_j) \cdot P_i$$

D'où un « prix-taxe » unitaire de :

$$t_i = T_i / X_i = (X / X_i) \cdot c \cdot (P_i / \sum_j P_j)$$

soit, compte tenu de l'expression du rapport X/X_i en fonction de γ :

$$t_i = c \cdot (P_i / \sum_j P_j) \cdot N^\gamma$$

qui reporté dans l'expression de la demande, donnera :

$$G = c \cdot X = a \cdot (P_i / \sum_j P_j)^\alpha \cdot Y_i^\beta \cdot N^\gamma \cdot c^{\alpha+1}$$

Travaillant sur des données transversales relatives à 826 municipalités comprises entre 10 000 et 150 000 habitants, Bergstrom et Goodman considèrent que le coût de production moyen, c , est à peu près constant sur l'échantillon et testent donc l'équation économétrique suivante :

$$\text{Log } G = A + \alpha \text{ Log } \sigma_i + \beta \text{ Log } Y_i + \gamma (\alpha + 1) \text{ Log } N$$

avec σ_i égal au rapport de valeur de la propriété foncière de l'individu médian à la valeur totale ($P_i / \sum_j P_j$).

Sous des hypothèses légèrement différentes ⁽¹⁾, Borcharding et Deacon estiment pour leur part l'expression suivante des dépenses publiques locales par tête ($g = G/N$) :

$$\text{Log. } g = A + (\alpha + 1) \text{Log } w^\delta + \beta \text{Log } Y_i + (\alpha + 1)(\gamma - 1) \text{Log } N$$

sur des données relatives aux états.

Le tableau XII reprend les valeurs estimées de l'élasticité-revenu (β) dans ces deux études.

TABLEAU XII
Élasticités-revenu des différents types de dépenses de collectivités locales

Postes de dépenses	Borcharding et Deacon	Bergstrom et Goodman
Administration Générale	—	0,64 (0,07)
Éducation primaire { g. 1	0,809 3 (0,170 1)	
{ g. 2	0,953 3 (0,207 6)	
Éducation secondaire	0,295 0 (0,430 7)	
Autoroutes { g. 1	—0,018 3 (0,269 8)	
{ g. 2	0,300 8 (0,232 2)	
Hôpitaux	0,497 0 (0,224 5)	
Police	1,213 6 (0,137 0)	0,71 (0,13)
Incendie	1,165 6 (0,204 0)	
Assainissement { g. 1	0,732 6 (0,811 3)	
{ g. 2	2,005 9 (0,448 1)	
Parcs-jardins { g. 1	2,735 9 (0,434 1)	1,32 (0,22)
{ g. 2	1,288 9 (0,604 2)	

Échantillon : Borcharding et Deacon : 44 états en 1962; Bergstrom et Goodman : 826 municipalités (entre 10 000 et 150 000 h) réparties dans 10 états, données de 1962.

Nota : Pour l'éducation primaire, les autoroutes, l'assainissement, les parcs, Borcharding et Deacon ont distingué deux groupes d'états selon la valeur de δ , la part des salaires dans les dépenses totales. Il n'apparaissait pas en effet de valeur unique moyenne pour tous les éléments de l'échantillon. Le tableau XII donne les valeurs de l'élasticité dans chacun de ces groupes (g. 1 et g. 2).

(1) Les auteurs supposent donc que les administrations minimisent leur coût de production et utilisent une fonction de production COBB-DOUGLAS. Sur leur échantillon, ils considèrent que le coût du capital est constant si bien qu'à l'optimum le coût moyen, égal au coût marginal, ne dépend que du taux de salaire des agents publics : $c = k \cdot w^\delta$. On obtient facilement ensuite l'expression du « prix-taxe » de l'électeur-médian :

$$t_i = k \cdot w^\delta \cdot N^{\gamma-1},$$

δ étant évalué à partir de la part des frais salariaux dans les dépenses totales.

Des modèles du même type différant essentiellement par le mode de détermination de la part des taxes échéant à l'électeur médian ainsi que par la nature des variables additionnelles incluses dans les équations économétriques (outre les revenus et prix-taxes médians) ont été estimés par Inman (1978), Lowell (1978), Rubinfeld (1977), Pommerehne (1978), etc. Les résultats obtenus en dépit de quelques variantes méthodologiques ne semblent pas très différents les uns des autres. Pommerehne (1978) par exemple teste une équation analogue à celles présentées ci-dessus sur des données transversales relatives à des communes suisses classées en 4 types selon les caractéristiques institutionnelles qu'elles présentent et pour 7 postes de dépenses (soit 28 équations au total). Pour les dépenses agrégées, il obtient :

TABLEAU XIII

Élasticité des dépenses publiques de communes suisses par rapport au revenu médian, au prix-taxe médian et à la population, chiffres moyens 1968-1972.

Type de commune	Constante	Élasticité/ revenu médian	Élasticité/ prix-taxe	Élasticité/ population	r^2
32 démocraties directes (référéndum obligatoire).	-13,548	1,386 (5,284)	-0,710 (8,279)	-0,758 (5,359)	0,672
16 démocraties directes sans référéndum obligatoire.	-12,120	1,138 (3,416)	-0,769 (4,973)	-0,425 (1,748)	0,703
35 démocraties représentatives (référéndum obligatoire).	-10,076	0,983 (1,845)	-0,516 (4,177)	-0,378 (2,656)	0,415
27 démocraties représentatives sans référéndum obligatoire.	-3,928	0,409 (0,955)	-0,391 (2,662)	-0,437 (2,089)	0,138

Entre parenthèses, les t de Student.
Source : Pommerehne (1978).

Sur 28 équations, seules 3 donnent une élasticité-revenu négative et 14, la moitié, une élasticité-revenu supérieure à 1. L'élasticité-prix est en revanche toujours négative, ainsi que celle par rapport à la population ⁽¹⁾.

Inman (1978), sur un échantillon de 58 districts scolaires de Long Island, trouve des élasticités-revenu pour les dépenses scolaires comprises entre 0,592 et 0,769 selon les équations testées ⁽²⁾. Les élasticités-prix sont également toujours négatives.

(1) Ce qui tendrait à indiquer que les services publics concernés ont un certain degré de « publicité », cf. 1^{re} partie.

(2) Elles diffèrent par la nature des variables autres que prix, revenu et population que l'auteur inclut dans ses régressions.

Ces travaux peuvent inspirer deux types de réflexion concernant d'abord leurs caractéristiques théoriques et ensuite, ce qui nous intéresse plus directement, la possibilité d'en déduire une estimation de l'élasticité-revenu des dépenses publiques et donc une conclusion quant à la validité de la loi de Wagner.

Sur le premier point, on notera que le recours à l'hypothèse de l'électeur médian est discutable, les modèles présentant à cet égard certaines insuffisances mises en évidence notamment par Rosenthal et Romer (1979) :

— ils ne donnent aucune indication sur le fait de savoir si le niveau réalisé de dépenses publiques correspond effectivement à la demande de l'électeur médian ou à quelque multiple de cette dernière : l'élasticité-revenu ne varie pas en effet si on applique à la variable expliquée un coefficient quelconque λ qui n'affectera que la constante ⁽¹⁾ : il y a donc incohérence logique à fonder, sur une théorie expliquant par la demande de l'électeur médian le niveau des dépenses publiques, des équations formulées en termes de taux de croissance, où le niveau des dépenses n'intervient qu'à une variable multiplicative près.

— d'autre part, ces modèles ne testent pas la validité de l'hypothèse de l'électeur médian contre une autre hypothèse, par exemple celle du revenu moyen : ainsi, rien n'assure que la variable « revenu médian » ait réellement une valeur explicative supérieure à toute autre solution alternative, par exemple le revenu moyen ou le revenu de n'importe quel autre quantile de la population ⁽²⁾.

Ainsi, l'introduction du revenu médian comme variable explicative essentielle est-elle insuffisamment fondée : la validité du théorème de l'électeur médian est soumise à des conditions strictes rappelées plus haut et il est dangereux d'y avoir recours sans mise à l'épreuve préalable.

Quant à la question de savoir s'il est possible de dégager de ces études des conclusions sur la vérification de la loi de Wagner, il faut y répondre, nous semble-t-il négativement ⁽³⁾.

D'abord le recours à des données transversales permettent de ranger dans la rubrique *ceteris paribus* la difficile question de la productivité (par exemple en supposant comme nous l'avons fait que le coût moyen de production est identique sur l'échantillon) dont on ne pourrait pas faire l'économie dans le cadre d'une analyse sur données temporelles.

(1) Comme $\log \lambda G = \log G + \log \lambda$, l'introduction de λ n'affecte que le terme constant sur lequel aucune hypothèse *a priori* n'est formulée.

(2) Cf. ROMER et ROSENTHAL (1978) pour une élaboration de cet argument, notamment dans le cas de travaux qui, comme celui de POMMEREHNE cité plus haut, prétendent comparer les hypothèses du revenu moyen et du revenu médian.

(3) En dépit donc de l'avis de BORCHERDING (1977) qui, comme nous l'avons rappelé, utilise ces travaux pour soutenir l'idée d'une élasticité des dépenses fédérales agrégées en longue période de l'ordre de 0,75. Il ne s'agit, selon ses propres termes, que d'une *guesstimate* sans grande valeur scientifique. Il a par ailleurs intérêt à sous-estimer l'influence du revenu de façon à accréditer sa thèse que les facteurs proprement économiques n'expliqueraient que 50 à 60% de la croissance des dépenses publiques, le reste relevant de *l'influence de la bureaucratie*.

De même, *l'illusion fiscale* (Buchanan, 1960) qui affecte la perception qu'ont les individus du « prix-taxe » qui leur est imposé, varie en intensité dans le temps, en fonction d'un certain nombre de facteurs tels que la complexification de la structure fiscale [multiplication des sources fiscales, Wagner (1976)], la substitution d'impôts indirects à des impôts directs, le taux d'inflation qui affaiblit, quand il s'élève, les résistances à un accroissement de la fiscalité [Buchanan et Dean (1975)]. Des fonctions de demande en séries temporelles devraient intégrer ces facteurs ou justifier d'une manière ou d'une autre l'absence d'illusion fiscale.

Par ailleurs, l'estimation de l'élasticité-revenu issue de ces modèles ne prend en compte que *le seul effet direct du revenu sur la demande* et néglige l'effet indirect qu'il exerce *par l'intermédiaire des prix-taxes*. Si en effet les taux d'imposition, comme c'est généralement le cas, dépendent du revenu, l'accroissement de ce dernier va tendre, toutes choses égales par ailleurs, à *accroître le prix-taxe individuel* et donc à diminuer la demande ⁽¹⁾. Ainsi, le revenu aurait en fait une double influence sur le niveau des dépenses publiques : une influence directe positive et une influence indirecte, via le prix-taxe, négative.

En reprenant notre expression de la demande de biens ou de services publics de l'électeur médian :

$$X = A \cdot t_i^\alpha \cdot Y_i^\beta \cdot N^\gamma$$

et en posant :

$$t_i = t(Y_i)$$

il est facile de montrer que :

$$e_{X, Y} = \beta + \alpha \cdot e_{t, Y}$$

L'élasticité-revenu totale est égale à l'élasticité directe mesurée par les travaux économétriques, β , auquel il convient d'ajouter un terme qui dépend de l'élasticité du prix-taxe par rapport au revenu ($e_{t, Y}$). En se limitant à l'élasticité directe, les travaux ci-dessus font implicitement l'hypothèse que cette dernière est nulle, ce qui est évidemment abusif.

Enfin, l'élasticité ainsi déterminée a été calculée par rapport au revenu *médian* et n'est donc pas comparable à celle obtenue par rapport au revenu total ou moyen : si on admet en longue période une tendance à la réduction des disparités de revenus, alors l'élasticité au revenu médian est inférieure à celle du revenu moyen, et il serait dangereux de conclure sur cette base à une éventuelle invalidation de la loi de Wagner.

En résumé donc, en dépit de son intérêt, l'approche par des fonctions de demande estimées sur des données désagrégées, locales et transversales ne

(1) En supposant bien sûr que l'élasticité-prix soit négative.

semble pas pouvoir fournir, dans l'état actuel des choses, des évaluations significatives des élasticités-revenu des dépenses publiques totales, au niveau national et sur données temporelles ⁽¹⁾.

CONCLUSION

Au terme de cette revue des principaux problèmes théoriques et empiriques affectant la mesure des élasticités-revenu des dépenses publiques, il est possible de dégager une brève conclusion concernant la loi de Wagner : considérée comme une théorie de la croissance de l'État, nous en avons souligné les faiblesses dans l'introduction. Par contre, si on accepte de n'y voir qu'une simple relation statistique, si on ne mélange pas les niveaux de l'observation des faits et de l'interprétation théorique de ceux-ci, alors la relation de Wagner semble largement vérifiée, pourvu qu'on en spécifie correctement les termes. Elle constitue même une relation particulièrement robuste qui « résiste », semble-t-il, à l'estimation sur données transversales ou temporelles, à l'évaluation en termes réels, à la critique de l'« effet de déplacement » ainsi qu'à celle issue de travaux qui mesurent en fait des élasticités de court terme.

La prise en compte d'autres facteurs explicatifs de la demande et notamment l'introduction du prix dans des fonctions de demande de dépenses publiques pourrait certes aboutir à une invalidation de la loi : pour l'instant cependant, ce ne pourrait être que sur la base de l'extrapolation de résultats établis dans des conditions particulières (dépenses de collectivités locales; séries transversales) qui en rendent la généralisation plus qu'aléatoire.

Les conclusions d'un certain nombre d'articles parus récemment et critiquant l'idée d'une élasticité-revenu des dépenses publiques supérieure à l'unité ⁽²⁾ ne peuvent donc être retenues, du moins pour l'instant.

Il est d'ailleurs d'autant moins urgent de la répudier que les théories économiques les plus récentes de la croissance de l'État ne l'exigent nullement.

Les deux directions principales de recherche qui semblent s'imposer pour progresser dans la connaissance des mécanismes effectifs de la dynamique des dépenses publiques concernent d'abord la question de la productivité des services publics sur laquelle il existe déjà certains travaux, et ensuite la mise au point de modèles du type « marché politique » qui intègrent dans une perspective dynamique les facteurs d'offre aussi bien que ceux de demande et qui distinguent au moins deux types de dépenses (transferts et consommation) dont les déterminants sont à l'évidence différents.

(1) L'appréciation des travaux sur les fonctions de demande de dépenses publiques qui est portée ici, l'est exclusivement dans la perspective de la vérification de la loi de Wagner.

(2) Travaux dont BÉNARD (1981) par exemple s'est récemment fait l'écho.

BIBLIOGRAPHIE

- ALCANTARA (D. d') et BARTEN (A. P.), Long-Run Relation Between Public and Private Expenditures in E.E.C. Countries, in L. SOLARI et DU PASQUIER, Ed., *Private and Enlarged Consumption*, Amsterdam, North Holland, 1976.
- ANDRÉ (C.) et DELORME (R.), *L'évolution des dépenses publiques en longue période et le rôle de l'État (1872-1971)*, Paris, Cepremap, 1979.
- BAUMOL (W. J.), Macro-economics of Unbalanced Growth: the Anatomy of Urban Crisis, *Am. Ec. Rev.*, vol. 57, n° 5, 1967.
- BAUMOL (W. J.) et BOWEN (R.), *Performing Arts, the Economic Dilemma*, New York, 20th Century Fund, 1967.
- BARR (J. L.) et DAVIS (O. A.), An Elementary Political and Economic Theory of the Expenditures of Local Governments, *South. Ec. Jl.*, vol. 33-2, 1966, p. 149-165.
- BARRO (R. J.), Output Effect of Government Purchases, *Jl. Pol. Ec.*, vol. 89, n° 6, 1981, p. 1086-1121.
- BECK (M.), The Expanding Public Sector: Some Contrary Evidences, *Nat. Tax Jl.*, vol. 29, n° 1, 1976, p. 15-21.
- BECK (M.), Public Sector Growth: a Real Perspective, *Pub. Fin.*, vol. 34, n° 3, 1979, p. 313-356.
- BECK (M.), *Government Spending: Trends and Issues*, New York, Praeger, 1981 a.
- BECK (M.), On Measuring Public Sector Shares, *Nat. Tax Jl.*, vol. 34, n° 4, 1981 b, p. 487-488.
- BÉNARD (J.), Les progrès récents de l'analyse économique des dépenses publiques, Rapport au colloque de l'A.F.S.E., 15-17 juin 1981.
- BERGSTROM (T. C.) et GOODMAN (R. P.), Private Demands for Public Goods, *Am. Ec. Rev.*, vol. 63, n° 3, 1973, p. 280-296.
- BIRD (M.), Wagner's Law of Expanding State Activity, *Pub. Fin.*, vol. 26, 1971, p. 1-26.
- BIRD (M.), The "Displacement Effect": a Critical Note, *Fin. Arch.*, vol. 30, n° 3, 1972, p. 454-463.
- BLAUG (M.), *La Méthodologie économique*, trad. fran., Paris, Economica, 1982.
- BONIN (J. M.), FINCH (B. W.) et WATERS (J. B.), Alternative Tests of the "Displacement Effect" Hypothesis, *Pub. Fin.*, vol. 24, n° 3, 1969, p. 441-454.
- BORCHERDING (T. E.) Ed., *Budgets and Bureaucrats: The Sources of Government Growth*, Durham, Duke U.P., 1977 a.
- BORCHERDING (T. E.), The Sources of Growth of Public Expenditures in United States, 1902-1970, in Borcherding, 1977 a, b.
- BORCHERDING (T. E.) et DEACON (R.), The Demand for the Services of Non-Federal Governments, *Am. Ec. Rev.*, vol. 62, 1972, p. 891-901.
- BOWEN (H. R.), The Interpretation of Voting in the Allocation of Economic Resources, reproduit dans (K.) ARROW et (T.) SCITOVSKY, Ed., *Readings in Welfare Economics*, Londres, Allen and Unwin, 1943.
- BUCHANAN (J. M.), *Fiscal Theory and Political Economy*, Chapel Hill, U. of North Carolina Press, 1960.
- BUCHANAN (J. M.) et DEAN (J.), Inflation and Real Rates of Income Tax, *Proceedings of the National Tax Association*, 1975, p. 343-350.
- BUCHANAN (J. M.) et TULLOCK (G.), The Expanding Public Sector: Wagner Squared, *Pub. Choice*, vol. 31, 1977, p. 147-150.
- CRAMER (J. S.), *Empirical Econometrics*, Amsterdam, North Holland, 1969.
- CRAIN (W. M.) et ZARDKOOHI (A.), Public Sector Expansion: Stagnant Technology or Attenuated Property Rights?, *South. Ec. Jl.*, vol. 46, n° 4, 1980, p. 1069-1081.
- DIAMOND (J.), Econometric Testing of the "Displacement Effect": a Reconsideration, *Fin. Arch.*, vol. 35, n° 3, 1977, p. 387-404.
- DIBA (B. T.), A Note on "Public Sector Growth: a Real Perspective", *Pub. Fin.*, vol. 37, n° 1, 1982, p. 114-119.
- DOWNS (A.), *An Economic Theory of Democracy*, New York, Harper and Row, 1957.
- DUBIN (E.), The Expanding Public Sector: a Comment, *Nat. Tax Jl.*, vol. 30, n° 1, 1977, p. 95.
- GANDHI (V. P.), Wagner's Law of Public Expenditures: Do Recent Cross-section Studies Confirm it? *Pub. Fin.*, vol. 26, 1971, p. 44-56.

- GOFFMAN (I. J.), On the Empirical Testing of Wagner's Law: a Technical Note, *Pub. Fin.*, vol. 23, 1968, p. 359-366.
- GUPTA (S. P.), Public Expenditures and Economic Growth: a Time-series Analysis, *Pub. Fin.*, vol. 22, 1967, p. 423-472.
- GUPTA (S. P.), Public Expenditures and Economic Development: a Cross-section Analysis, *Fin. Arch.*, 1968, p. 26-41.
- HELLER (P. S.), Diverging Trends in the Shares of Nominal and Real Government Expenditure in GDP: Implications for Policy, *Nat. tax Jl.*, vol. 34, n° 1, 1981, p. 61-74.
- HENNING (J.) et TUSSING (A.), Income Elasticity of the Demand for Public Expenditures for the U.S., *Pub. Fin.*, vol. 29, 1974, p. 325-341.
- HOLCOMBE (R.), Public Choice and Public Spending, *Nat. Tax Jl.*, vol. 31, n° 4, 1978, p. 373-383.
- INMAN (R. P.), Testing Political Economy's "as if" proposition: Is the Median Income Voter Really Decisive?, *Pub. Choice*, vol. 33, 1978, p. 45-65.
- I.N.S.E.E., Système élargi de Comptabilité Nationale, *Coll. I.N.S.E.E.*, 1976, C44-45.
- I.N.S.E.E., *Le mouvement économique en France : Séries longues macro-économiques*, 1959-1979, 1981.
- I.N.S.E.E., Rapport sur les comptes de la Nation 1981, *Les Collections de l'I.N.S.E.E.*, 1982, C 101-102.
- INTRILIGATOR (M.), *Econometric Models, Techniques and Applications*, Amsterdam, North-Holland Pub. Cy, 1978.
- JOHNSTON (L.), *Econometric Methods*, Tokyo, McGraw Hill Kogakusha, 2^e ed., 1972.
- KAU (J.) et RUBIN (K. L.), The Size of Government, *Pub. Choice*, vol. 37, n° 2, 1981, p. 261-274.
- LALL (A.), A note on Government Expenditures in Developing Countries, *Manchester Sc. of Ec. St.*, vol. 24, n° 3, 1969, p. 48-56.
- LE PEN (C.), The Appropriate Measurement for a Test of Wagner's Law: Some Further Comments, document de travail, Legos, Université Paris-IX - Dauphine, 1982.
- LE PEN (C.), Une évaluation du coût des politiques de création d'emplois publics, *Pol. et Man. Public*, vol. 1, janvier 1983.
- LOWELL (M. C.), Spending for Education: the Exercise of Public Choice, *Rev. Ec. Stat.*, novembre 1978.
- MELTZER (A.) et RICHARD (S. F.), A Rational Theory of the Size of the Government, *Jl. Pol. Ec.*, vol. 89, n° 5, 1981, p. 914-927.
- MICHAS (N. A.), Wagner's Law of Public Expenditures: What is the Appropriate Measurement for a Valid Test?, *Pub. Fin.*, vol. 30, n° 1, 1975, p. 77-85.
- MUSGRAVE (R. A.), *Fiscal Systems*, New Haven, Yale U.P., 1969.
- O.C.D.E., Évolution des dépenses publiques, *Études sur l'Affectation des Ressources*, n° 5, 1978.
- O.C.D.E., *Comptes Nationaux des pays de l'O.C.D.E.*, 2 t., Paris, 1981.
- O.C.D.E., *Statistiques rétrospectives*, 1960-1980, Paris, 1982.
- ORZECZOWSKI (W.), Labor Intensity, Productivity and the Growth of the Federal Sector, *Pub. Choice*, vol. 19, 1974, p. 123-126.
- PEACOCK (A.) et WISEMAN (J.), *The Growth of Public Expenditures in United Kingdom*, 2^e ed., Londres, Allen and Unwin, 1967.
- PEACOCK (A.) et WISEMAN (J.), Approaches to the Analysis of the Government Expenditures Growth, *Pub. Fin. Quat.*, vol. 7, n° 1, 1979, p. 3-23.
- PELTZMAN (S.), The Growth of Government, *Jl. Law and Ec.*, vol. 23, 1980, p. 209-287.
- PLUTA (J. E.), Real Public Sector Growth and Decline in Developing Countries, *Pub. Fin.*, vol. 36, n° 3, 1981, p. 439-454.
- POMMEREHNE (W.), Institutionnal Approaches to Public Expenditures: Empirical Evidences from Swiss Municipalities, *Jl. Pub. Ec.*, vol. 9, 1978, p. 225-280.
- POMMEREHNE (W.) et FREY (B.), Two Approaches to Estimating Public Expenditures, *Pub. Fin. Quat.*, vol. 4, 1976, p. 395-407.
- POMMEREHNE (W.) et SCHNEIDER (F.), Fiscal Illusion, Political Institution and Local Public Spending, *Kyklos*, vol. 31, n° 3, 1978, p. 381-408.
- PRYOR (F. L.), East and West Germany Governmental Expenditures, *Pub. Fin.*, vol. 20, n° 3/4, 1965, p. 300-362.

- PRYOR (F. L.), *Public Expenditures in communist and capitalist nations*, Londres, Allen and Unwin, 1968.
- RAO (P.) et MILLER (L.), *Applied Econometrics*, Belmont, Wadworth Pub. Cy, 1971.
- ROMER (T.) et ROSENTHAL (H.), The Elusive Median Voter, *Jl. Pub. Ec.*, vol. 12, 1979, p. 143-170.
- ROTTIER (G.), *Econométrie appliquée : les modèles de consommation*, Paris, Dunod, 1975.
- RUBINFELD (D. L.), Voting in a Local School Election: a Micro-analysis, *Rev. Ec. Stat.*, février 1977, p. 30-42.
- SPANN (R. M.), "Rate of Productivity Change and the Growth of State and Local Governmental Expenditures", in Borcharding, 1977, p. 100-129.
- THÉRET (B.) et URI (D.), La pression fiscale : une limite à l'intervention publique?, *Crit. Ec. Pol.*, 1982, p. 3-56.
- TULLOCK (G.), *Towards a Mathematics of Politics*, Ann Arbor, U.M.P., 1967.
- TULLOCK (G.), A Dynamic Hypothesis on Bureaucracy, *Pub. Choice*, vol. 19, 1974, p. 127-131.
- VILLEPIN (R.), Vingt ans de finances publiques, *Ec. et Stat.*, vol. 139, 1981, p. 57-72.
- WAGNER (A.), *Les fondements de l'économie politique*, 5 t., trad. fran., Paris, Giard, 1909-1913.
- WAGNER (R. E.), Revenue Structure, Fiscal Illusion and Budgetary Choice, *Pub. Choice*, vol. 25, 1976, p. 45-61.
- WAGNER (R. E.) et WEBER (W.), Wagner's Law, Fiscal, Institutions and the Growth of Government, *Nat. tax Jl.*, vol. 30, n° 1, 1977, p. 59-68.
- WARD (B.), Taxes and the Size of Government, *Am. Ec. Rev.*, vol. 82, 1982, p. 346-350.
- WATT (P. A.), Econometric Testing of the Displacement Effect: a Note, *Fin. Arch.*, vol. 36, n° 3, 1978, p. 445-448.
- WOLFELSPERGER (A.), Croissance économique, conflits sociaux et dépenses publiques : une interprétation de la croissance de l'État dans les sociétés contemporaines, *Vie et Sc. Ec.*, vol. 77, 1978, p. 42-53.

CYCLE DE STATISTIQUE APPLIQUÉE

(C. S. A.)

**Cycle long de formation théorique et pratique
aux méthodes statistiques et aux techniques d'analyse de données**

Responsables scientifiques : J. P. FENELON, L. LEBART, A. MORINEAU
J. P. NAKACHE, M. TENENHAUS
Direction : Alain MORINEAU

Objectif

Donner à des personnes venues de disciplines diverses une formation complémentaire sur les méthodes de la statistique et du traitement des données, afin de valoriser la compétence de l'individu dans sa discipline principale.

Le programme coordonne la formation et le perfectionnement en statistique, informatique et mathématique. Les développements théoriques sont appuyés sur des applications réelles, et expérimentés en vraie grandeur par les stagiaires sur le matériel informatique.

Contenu des enseignements

STATISTIQUE

Les éléments du raisonnement statistique (probabilité, estimation, test) en insistant sur les procédures non-paramétriques et robustes. Les analyses de données : composantes principales, correspondances simples et multiples. La classification. Le modèle linéaire : régression multiple, analyse de la variance et de la covariance.

MATHÉMATIQUE

Rappels d'analyse. Éléments d'analyse combinatoire. Espaces vectoriels, applications linéaires. Calcul matriciel, diagonalisation, valeurs singulières. Espaces euclidiens. Distances, indices de similarité.

INFORMATIQUE

Enseignement et pratique du Fortran (travail sur console en temps partagé). Création et utilisation de programmes sur les thèmes statistiques et mathématiques. Utilisation de logiciels statistiques professionnels. Traitements en vraie grandeur liés à la rédaction d'un rapport d'application.

Niveau et admission

Niveau scientifique général correspondant à la préparation aux écoles d'ingénieurs, ou au second cycle scientifique d'université.

L'admission se fait sur dossier et après entrevue avec le candidat.

Organisation de l'enseignement

- Les activités se déroulent à l'ENST, 56, rue Barrault, 75013 Paris.
- Le cycle des activités collectives de cours et travaux dirigés est étalé sur 2 ans, à raison de 15 vendredis par an, entre janvier et décembre (ou, en option, 30 vendredis sur une seule année).
- Les travaux personnels liés à la rédaction d'un rapport d'application sont suivis par l'équipe enseignante pendant toute la durée du cycle.
- Le cycle est sanctionné par le **certificat de statistique appliquée**, attribué suivant les résultats aux épreuves écrites (contrôle continu) et la présentation d'un rapport d'application.

Inscription

Date limite de candidature : 4 janvier 1984

Des places en nombre limité sont offertes aux étudiants terminant leur scolarité (thèse ou mémoire d'ingénieur). Les candidats étudiants pourront demander une dérogation partielle des droits.

Renseignements et candidature : écrire à Mme MORIN

CESA-CFC, 1, rue de la Libération
78350 JOUY-EN-JOSAS - Tél. : (6) 941.80.90.

CONSOMMATION-REVUE DE SOCIO-ÉCONOMIE

AU SOMMAIRE DES DERNIERS NUMÉROS

1981

- N° 1. — Les soins médicaux en France et aux U.S.A. — Génération et gain : une simulation de bilans financiers individuels par classe sociale. — Automation : Technologie, travail, relations sociales. — La stabilité du lien emploi-croissance et la loi d'Okun : une application à l'économie française.
- N° 2. — Transformation de la morphologie sociale des communes et variation des consommations. — L'arbitrage autarcie-marché : une explication du travail féminin. — Participation, emploi et travail domestique des femmes mariées. — Conditions de vie et aspirations des Français 1978-1981.
- N° 3. — Liberté ou planification en matière de recherche médicale. — Popularité des gouvernants et politique économique. — L'effet redistributif du régime de retraite de la Sécurité sociale des États-Unis. — La théorie économique de la famille : une critique méthodologique. — L'économie non officielle. — Politique conjoncturelle et fluctuations de la construction de logements aux États-Unis.
- N° 4. — La production d'enseignement supérieur dans les établissements français. Demande médicale induite par l'offre : chimère ou réalité ? — Les styles de vie. Pour une réinterprétation de la notion de tendance. — Mode de vie et style de vie. Quatre observations sur le fonctionnement des termes. — Styles de vie et courants socio-culturels : pour quoi faire ?

1982

- N° 1. — La rationalité économique des artisans. — L'analyse statistique des réponses libres dans les enquêtes socio-économiques. — Conjoncture économique et cycle des grèves.
- N° 2. — L'évolution du rapport patrimoine/revenu au cours du cycle de vie : une comparaison France-Canada. — Les déterminants de la mobilité matrimoniale. — Allocation rationnelle du temps de ménages en Colombie. — La planification, les coûts et les avantages des actions médicales.
- N° 3. — Confluences. — Convergence dans les systèmes nationaux de relations professionnelles. — Relations industrielles, rapport salarial et régulation : l'inflexion néo-libérale. — La prise en compte des ressources dans l'attribution des aides monétaires aux familles. — Conditions de vie et aspirations des Français. Premiers résultats de la quatrième phase.
- N° 4. — Le langage de l'abstention. — Les jeux de la précision et du silence. — La gestion sociale des silences. — Le malaise de la macro-économie et l'économie invisible. — La consommation élargie en Autriche. — Extrapolation des tableaux de la consommation par C.S.P.

1983

- N° 1. — Les modes de consommation de quelques pays occidentaux : comparaison et lois d'évolution (1960-1980). — Les ressources des familles et l'impact des prestations familiales. — Mobilité sociale des ménages et évolution économique.

AU SOMMAIRE DU PROCHAIN NUMÉRO

Trajectoires professionnelles des femmes et vie familiale. Construction d'indicateurs de redistribution. Endettement et comportement d'épargne. Résultats de l'enquête conditions de vie et aspirations des Français. La demande d'éducation post-obligatoire des familles paysannes.

COPYRIGHT

The appearance of the code at the bottom of the first page of an article in this journal indicates the copyright owner's consent that copies of the article may be made for personal or internal use, or for the personal or internal use of specific clients. This consent is given on the condition, however, that the copier pay the stated per-copy fee through the Copyright Clearance Center, Inc., Operations Center, 21, Congress St., SALEM, MASS. 01970, U.S.A. for copying beyond that permitted by Sections 107 or 108 of the U.S. Copyright Law. This consent does not extend to other kinds of copying, such as copying for general distribution, for advertising or promotional purpose, for creating new collective works, or for resale.

IMPRIMERIE GAUTHIER-VILLARS, France

Dépôt légal 1983 : Imprimeur : 2483 — Éditeur : 020 — CPPP 56687

6161

juin 1983

Imprimé en France

Le Directeur de la publication : JEAN-MANUEL BOURGOIS

Dunod

ECONOMIE ET FINANCE INTERNATIONALES

J.-L. REIFFERS et collectif.

Les mécanismes de l'économie internationale analysés par les plus grands spécialistes.

MONNAIE ET FINANCEMENT DANS LES ANNEES 80

J. DENIZET

Essai de théorie dans un cadre de comptabilité économique.

Intègre les grands changements intervenus dans l'ordre financier national et international.

*Deux ouvrages de la collection
Sciences Économiques.*

GUIDE DE L'EXPORTATION

Aspect commercial

G. LE PAN DE LIGNY

nouvelle édition, nouvelle présentation.

Les règles précises de la technique de l'exportation et les types de relations commerciales existant entre l'exportateur et son partenaire étranger.

Collection Dunod Entreprise.

chez votre libraire ou à la librairie DUNOD:
30, rue Saint-Sulpice - 75006 PARIS - FRANCE

Dunod

tel père, tel fils ?

Position sociale et origine familiale

Claude Thélot

Préface de Jean Fourastié

Collection L'œil économique

**Qui monte et qui descend
l'échelle sociale ?**

Une analyse, chiffres à l'appui,
de l'évolution des statuts
sociaux en France

Claude THÉLOT

tel père, tel fils ?

Position sociale et origine familiale

Préface de Jean Fourastié



dunod

Dunod

Collection L'œil économique

Le taylorisme, une folie rationnelle?

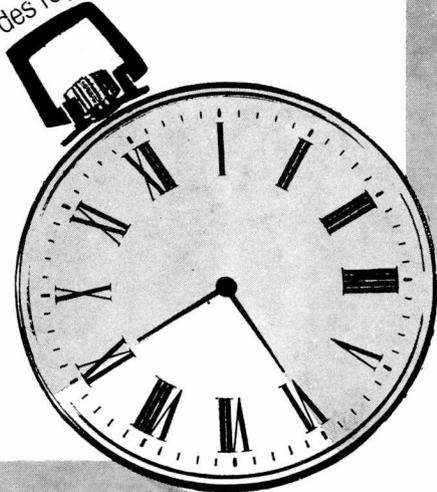
Bernard DORAY Préface de Maurice Godelier
Une approche du système de production
qui nous gouverne encore.

L'ordre et la production

Naissance et formes de la discipline d'usine
Jean-Paul de GAUDEMAR Préface de Jacques Attali
Une réflexion sur le travail dans l'entreprise.

Le travail autrement

Travail et mode de vie
Guy ROUSTANG Préface de Pierre Rosamvallon
Une autre conception des rapports économie/société/état.



CREDOC

Centre de Recherche pour l'Étude et l'Observation des Conditions de vie

Le C.R.E.D.O.C., Association sans but lucratif régie par la loi de 1901, est un organisme scientifique placé sous la tutelle administrative du Commissariat Général du Plan. Fondé en 1953 pour effectuer des études statistiques des structures et tendances de la demande, le C.R.E.D.O.C. a élargi son activité. Ses travaux portent sur les conditions de vie de la population et les politiques les concernant. Quels que soient les domaines abordés, il s'agit toujours de recherches et d'études socio-économiques dans lesquelles les comportements des ménages sont les préoccupations centrales du C.R.E.D.O.C.

Il en est ainsi notamment des travaux d'économie médicale, de ceux relatifs à la redistribution des revenus et au fonctionnement des services publics, comme l'enseignement, de ceux qui ont trait à la consommation et aux conditions de vie des ménages, ainsi que de ceux qui portent sur des groupes particuliers de la population.

Le C.R.E.D.O.C. effectue des travaux pour le compte des administrations publiques, pour celui d'organismes internationaux ou de droit privé; ces travaux sont publiés sous la responsabilité du C.R.E.D.O.C.

C.R.E.D.O.C., a non profit organization, is a research center supervised by the French Planning Authority. Founded in 1953 to study the patterns and trends of households' demand, C.R.E.D.O.C. has broadened its activities. The research now deals with the living conditions of the population and policies that concern them; whatever the field, investigations are centered on the behaviour of families.

Such is the case of the work on health care economics, on income redistribution and the functioning of public services such as education, on household consumption and living conditions and on particular groups of the population.

The work is commissioned by public bodies, international organizations or private institutions, and published under the responsibility of C.R.E.D.O.C.

Président :

Hubert PREVOT
Commissaire au Plan

Vice-Présidents :

Philippe HUET
Inspecteur Général des Finances, Expert du Conseil de l'O.C.D.E.
Edmond MALINVAUD
Directeur Général de l'I.N.S.E.E.

Directeur :

André BABEAU
Professeur à l'Université de Paris-X

Sommaire

FRANÇOIS GARDES	L'évolution de la consommation marchande en Europe et aux U.S.A. depuis 1960	3
JEAN-PAUL PIRIOU	L'indice des prix de la C.G.T. : une analyse critique	35
MICHEL MADIEU	Remarques sur une critique de l'indice C.G.T.	69
CLAUDE LE PEN	L'élasticité-revenu des dépenses publiques : les problèmes théoriques et empiriques de son évaluation	75

1983 n° 2 AVRIL/JUIN

CENTRE DE RECHERCHE POUR L'ÉTUDE
ET L'OBSERVATION DES CONDITIONS DE VIE