Un modèle de prévision des impôts sur le revenu : le cas de Lausanne et du Canton du Vaud

Autor(en): **Dozio, Alessandro**

Objekttyp: **Article**

Zeitschrift: **Revue économique et sociale : bulletin de la Société d'Etudes Economiques et Sociales**

Band (Jahr): **58 (2000)**

Heft 2

PDF erstellt am: **25.05.2024**

Persistenter Link: https://doi.org/10.5169/seals-140949

Nutzungsbedingungen

Die ETH-Bibliothek ist Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Inhalten der Zeitschriften. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern.
Die auf der Plattform e-periodica veröffentlichten Dokumente stehen für nicht-kommerzielle Zwecke in Lehre und Forschung sowie für die private Nutzung frei zur Verfügung. Einzelne Dateien oder Ausdrucke aus diesem Angebot können zusammen mit diesen Nutzungsbedingungen und den korrekten Herkunftsbezeichnungen weitergegeben werden.
Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. Die systematische Speicherung von Teilen des elektronischen Angebots auf anderen Servern bedarf ebenfalls des schriftlichen Einverständnisses der Rechteinhaber.

Haftungsausschluss

Alle Angaben erfolgen ohne Gewähr für Vollständigkeit oder Richtigkeit. Es wird keine Haftung übernommen für Schäden durch die Verwendung von Informationen aus diesem Online-Angebot oder durch das Fehlen von Informationen. Dies gilt auch für Inhalte Dritter, die über dieses Angebot zugänglich sind.

Ein Dienst der *ETH-Bibliothek*
ETH Zürich, Rämistrasse 101, 8092 Zürich, Schweiz, www.library.ethz.ch

http://www.e-periodica.ch

UN MODÈLE DE PRÉVISION DES IMPÔTS SUR LE REVENU : LE CAS DE LAUSANNE ET DU CANTON DE VAUD

Alessandro DOZIO
Ville de Lausanne,
Claude ENZ, Monika PERETTI, Canton de Vaud
et Gilbert RITSCHARD, Université de Genève [1]

Résumé

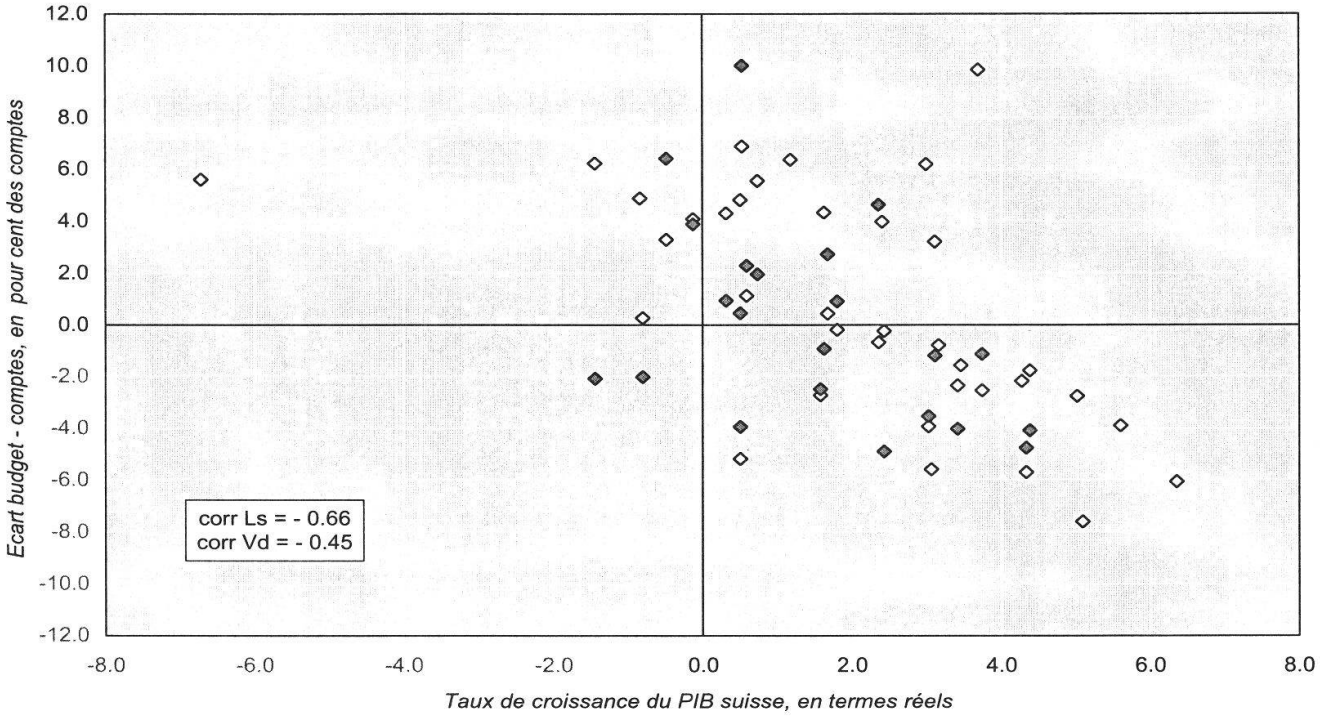
Dans cet article, nous faisons état de la relation qui existe entre l'impôt sur le revenu, l'indice suisse des salaires et le niveau du chômage dans les unités territoriales étudiées. Nous présentons un modèle de régression et discutons de son application comme outil de prévision fiscale.

Introduction

L'exercice annuel d'élaboration du budget et la planification budgétaire à plus long terme constituent une préoccupation récurrente pour les services financiers des collectivités publiques. En matière de prévisions fiscales, le choix des hypothèses de croissance applicables aux dernières données connues se fonde sur la connaissance intime des flux de trésorerie dont les tendances sont comparées aux résultats de simulations et d'analyses rétrospectives pour en extrapoler les montants à inscrire au budget. Comme l'ont montré Soguel et Zufferey (1997), la nature pragmatique de ce type d'approche consent une marge d'appréciation aux responsables des services financiers et aux élus chargés d'établir le budget. Dans une certaine mesure, ils peuvent choisir de sous-estimer les recettes. L'influence de la conjoncture, toutefois, n'est pas étrangère à la tendance à sur- ou sous-évaluer les flux fiscaux. Durant la première phase de la récession des années '90, de nombreuses collectivités publiques ont pêché par optimisme en prévoyant des recettes fiscales substantiellement plus élevées que les montants qu'elles allaient effectivement encaisser. Dans le canton de Vaud, par exemple, nous avons observé sur le long terme une association significative entre, d'une part, l'écart qui

sépare les données du budget de celles des comptes et, d'autre part la croissance économique. Plus le taux de croissance du PIB réel est élevé et plus on observe une tendance à sous-estimer le volume des impôts sur le revenu et inversement (graphique 1). Le problème des méthodes d'anticipation des recettes fiscales demeure donc d'actualité, notamment dans le contexte politique d'aujourd'hui particulièrement sensible à la question des finances publiques.

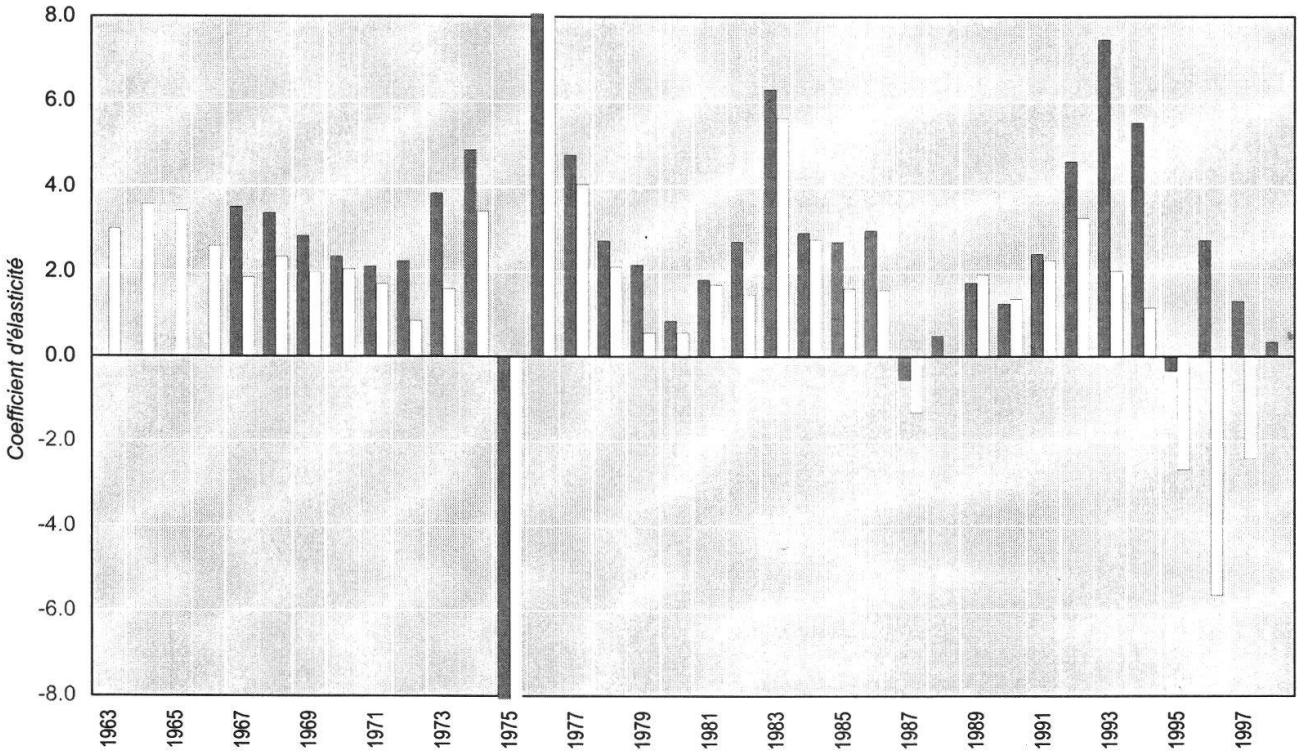
Graphique 1. Anticipations budgétaires des impôts sur le revenu et conjoncture économique, Ville de Lausanne (en blanc), depuis 1961, et Canton de Vaud (en gris), depuis 1977



A l'échelle des grandes communes et des cantons, la masse des données relatives à la taxation des contribuables est considérable. L'intérêt pour des démarches synthétiques susceptibles d'en limiter le traitement est donc évident. Diserens et al. (1977), par exemple, ont abordé le problème par le biais de modélisations de régression en soulignant que les données statistiques alors disponibles limitaient singulièrement le choix des variables explicatives. Pour leur part, Baggi et Rossi (1989) ont étudié les avantages et les inconvénients d'une approche agrégée fondée sur le calcul d'un coefficient d'élasticité défini comme le ratio entre la variation relative du produit de l'impôt et la variation relative d'un indicateur de la base de taxation (revenu cantonal, par exemple). Deux inconvénients caractérisent cet indicateur. En premier lieu, il fait figurer au dénominateur une grandeur

qui tend vers zéro en période de stagnation, ce qui peut le cas échéant générer des valeurs démesurées du coefficient. Deuxièmement, sa variabilité dans le temps n'est pas négligeable (graphique 2). Pour élaborer des prévisions, il faut alors utiliser des moyennes du coefficient, avec le risque ponctuel d'estimer de manière fortement erronée le flux fiscal que l'on cherche à anticiper. Plus récemment, Nillès (1999) a proposé une série de modèles de régression pour expliquer l'évolution à long terme des divers impôts dans le Canton de Vaud. En particulier, la modélisation de l'impôt sur le revenu à laquelle elle parvient fait intervenir en trois équations successives le nombre de contribuables, le revenu cantonal et le revenu imposable.

Graphique 2. Ratio de la variation relative des impôts sur le revenu et de la croissance du PIB suisse, Ville de Lausanne (en blanc), depuis 1963, et Canton de Vaud (en gris), depuis 1966,



A l'heure actuelle, force est de constater que l'appareil statistique suisse n'offre pas encore des données approfondies, régulières et régionalisées sur le revenu des personnes physiques. Malgré cette lacune, la statistique officielle de notre pays, à tous les niveaux administratifs, s'est régulièrement enrichie depuis les travaux de Diserens et al. De surcroît, la disponibilité de moyens informati-

ques de plus en plus puissants permet aujourd'hui une souplesse de traitement des enregistrements individuels auparavant impensable. La diversité des caractéristiques socioprofessionnelles des contribuables, toutefois, rend toujours délicate l'identification d'une méthode désagrégée de prévision fiscale. Ce travail implique en effet le choix d'un nombre non négligeable d'hypothèses qui, en fonction des croisements possibles, peuvent générer des résultats divergents. Il nous a donc paru pertinent d'étudier à nouveau le problème des prévisions fiscales par le biais d'un modèle de régression. La première section de cet article présente une équation que nous avons identifiée en utilisant les données de la Ville de Lausanne et du Canton de Vaud. Dans la deuxième partie, nous précisons les critiques que l'on peut adresser au modèle et, dans la troisième, nous discutons de la pertinence de formulations alternatives de l'équation de base. La quatrième section compare les résultats de la modélisation avec les anticipations budgétaires. La dernière section, enfin, évoque l'élaboration de scénarios à moyen terme et fait état du caractère cyclique de l'impôt sur le revenu que nous mettons en évidence à l'aide de moyennes mobiles.

1. Spécification du modèle

Après une série d'essais avec des variables explicatives potentielles (produit intérieur brut, revenu cantonal, niveau de rémunération des salariés, etc.), nous avons retenu le modèle linéaire suivant :

$$IMPREV_t = a + b_1 IMPAIR + b_2 INDSALN_{t-2} + b_3 CHOMTOT_{t-2} + e_t \qquad (1)$$

où :

- *IMPREVN* = impôt sur le revenu en termes nominaux ;
- *IMPAIR* = variable auxiliaire qui vaut 1 pour les années impaires et 0 pour les années paires ;
- *INDSALN* = indice suisse des salaires nominaux ;
- *CHOMTOT* = nombre de demandeurs d'emploi inscrits auprès de l'Office régional de placement dans l'unité géographique considérée ;
- *a* et *b* = estimations des paramètres de l'équation ;
- *e* = estimations des résidus de l'équation.

Pour la Ville de Lausanne, nous avons utilisé les données inscrites aux comptes depuis 1961. Les données cantonales portent sur une période plus courte couvrant les années 1977 - 1998 et proviennent d'une série épurée relative à l'exercice annuel *strictu sensu*, contrairement aux données comptables qui peuvent en-

glober des montants correspondant à plusieurs exercices fiscaux (perception d'arriérés, par exemple).

Le tableau 1 montre les estimations des paramètres de l'équation (1). On remarque que les coefficients de détermination sont élevés et que les écarts-type des deux régressions sont petits (environ 2% des montants d'impôt de 1998). Les paramètres du modèle sont statistiquement significatifs et le signe des coefficients correspond à la logique économique. On s'attend en effet à ce qu'une progression de l'indice des salaires se répercute favorablement sur les recettes fiscales (signe positif du coefficient associé) et que l'augmentation du nombre de chômeurs diminue la masse fiscale (signe négatif). Les variables *INDSALN* et *IMPAIR* n'ont pas d'unité, la première étant un indice et la deuxième une variable auxiliaire. La valeur des coefficients associés dépend alors de l'ordre de grandeur de la variable dépendante. Au cours de la période étudiée, les impôts à l'échelle cantonale représentent environ 5 à 6 fois les montants lausannois. Les coefficients lausannois et vaudois s'établissant dans un rapport de grandeur équivalent, on en déduit que l'effet des ces deux variables est similaire pour la ville et pour le canton. Pour la variable *CHOMTOT*, des données correspondant à chacun des deux niveaux territoriaux sont utilisées. Au vu des coefficients de Vaud et de Lausanne, qui sont à peu près identiques, on peut considérer que chaque chômeur supplémentaire affecte de manière analogue les impôts du canton et de la ville.

Tableau 1. Paramètres de l'équation (1) pour les données lausannoises et vaudoises, estimations à partir de données en millions de francs nominaux

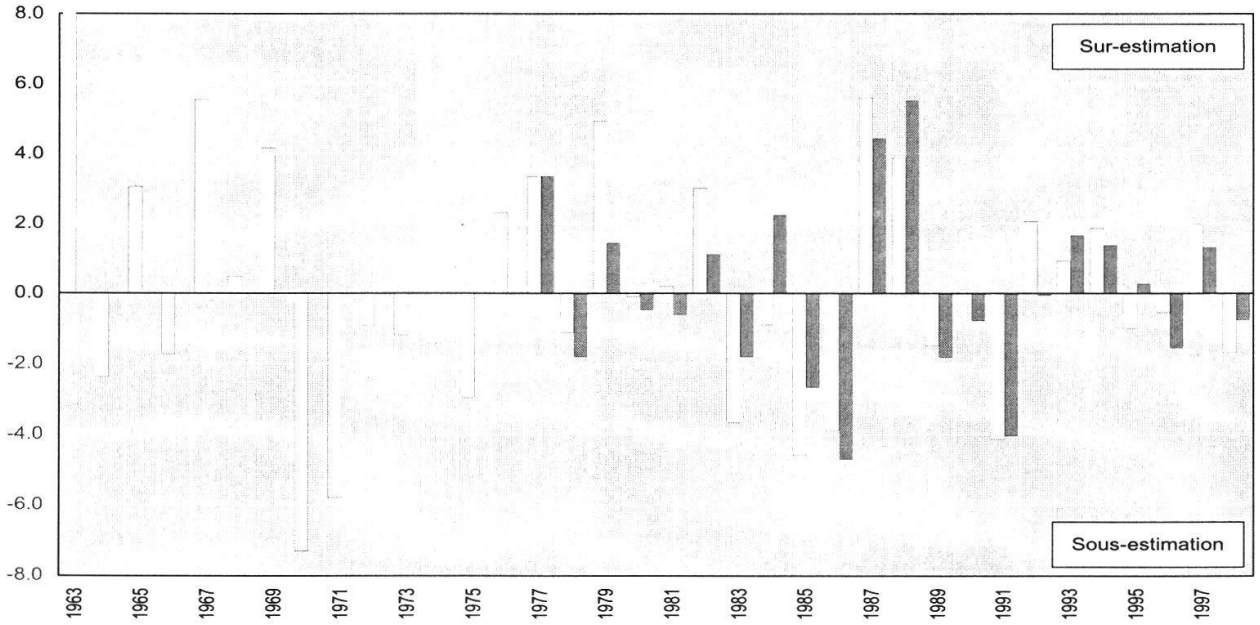
	Lausanne		Vaud	
	Coefficients	Tests t	Coefficients	Tests t
(Constante)	-11.5690	-4.6563	- 414.8693	- 11.2835
IMPAIR	8.0319	4.5558	43.48652	3.6345
$INDSALN_{t-2}$	0.1743	68.6542	1.07967	36.2114
$CHOMTOT_{t-2}$	-0.0097	-15.4443	- 0.0087	- 8.4325
Statistique Durbin-Watson	1.9893		2.0095	
Coefficient de détermination R^2	0.9957		0.9928	
Ecart-type de la régression	5.2827		27.9739	

La variable auxiliaire *IMPAIR* rend compte de l'effet induit par le système vaudois de taxation biennale. Ce type de taxation génère une progression «en dents de scie» de l'impôt : dans les années impaires, quand les citoyens sont appelés à remplir leur déclaration fiscale, l'impôt facturé et encaissé est généralement supérieur à celui de la déclaration de deux ans auparavant, ceci à cause de

l'augmentation de la valeur nominale de l'argent et, normalement, de la richesse des contribuables. En revanche, le montant de l'impôt de l'année paire est analogue à celui enregistré durant l'année impaire immédiatement précédente. Cette régularité peut souffrir d'exceptions plus ou moins importantes : par exemple, en cas de récession et de recul démographique, l'année paire peut alors être en recul par rapport à l'année impaire. Notons encore que, en comparaison avec une régression des impôts simplement sur le temps et sur la variable auxiliaire *IMPAIR*, l'équation (1), malgré sa simplicité, parvient à réduire considérablement la dispersion des résidus. Pour les données lausannoises, par exemple, l'écart-type du modèle (1) est de l'ordre de 5 millions de francs, soit la moitié de la dispersion des résidus de la régression sur le trend. Enfin, les résidus ne présentent pas d'autocorrélation ni de premier ordre, ni d'ordres supérieurs.

Le graphique 3 montre les écarts entre valeurs prédites et valeurs observées. L'allure de la courbe des résidus vaudois correspond à ce qui s'observe pour les données lausannoises et l'amplitude des écarts suit les mêmes tendances. Les prévisions de 1987 et 1988 surestiment de manière importante les impôts effectivement perçus. La mauvaise performance du modèle s'explique dans ce cas par la modification de la loi cantonale d'imposition du printemps 1986 qui a accordé un allégement sensible de la charge fiscale en supprimant, notamment, la progression à froid par l'indexation du barème et par des déductions en faveur des familles.

Graphique 3. Résidus de la régression, impôts sur le revenu de la Ville de Lausanne (en blanc), depuis 1963, et du Canton de Vaud (en gris), depuis 1977, en pour cent par rapport aux données observées



Pour les données lausannoises et vaudoises, les résidus de 1986 et 1991 s'écartent sensiblement des valeurs observées. On observe que, en 1984 et en 1989, la croissance de l'indice des salaires a été sensiblement inférieure à celle du PIB (environ 3.8 points de pourcentage en moins, en termes nominaux). La sous-estimation de l'impôt perçu deux ans plus tard peut ainsi être imputée à une sensible augmentation du PIB traduite seulement en partie par une progression équivalente du niveau des salaires. Le modèle n'aurait alors pas pu pleinement capter le rendement des impôts encaissés en 1986 et 1991. L'impact de ce décalage - l'écart entre le taux de croissance du PIB et celui des salaires - n'est toutefois pas suffisamment systématique pour en faire une variable explicative, la série ainsi construite n'étant pas statistiquement significative dans la régression.

2. Critique du modèle

Le modèle proposé dans la section précédente se caractérise par une spécification parcimonieuse, puisque seulement deux variables exogènes interviennent dans la détermination de l'impôt. Nous aurions préféré une équation plus riche en variables explicatives. Les séries pertinentes pour notre problème ne sont toutefois pas nombreuses et nous n'avons pas pu parvenir à définir un modèle plus étoffé. Des indicateurs de la production de richesse tels le PIB ou, plus particulièrement, le revenu cantonal n'ont pas satisfait les critères statistiques nécessaires à leur intégration dans le modèle, aussi bien pour des données nominales que pour des transformations des valeurs d'origine en termes réels, en taux de croissance, en logarithmes ou en premières différences. Notre objectif étant de développer un outil de prévision budgétaire, l'utilisation de la série sur le revenu cantonal aurait d'ailleurs posé problème. En effet, cette donnée n'est disponible que tardivement, environ deux ans après l'année à laquelle elle se réfère, contrairement aux statistiques du chômage et des salaires. Le modèle aurait pu être complété par l'inclusion de variables auxiliaires, pour prendre en compte, par exemple, la modification de la loi d'imposition de 1986. L'inclusion d'une variable «dummy» dans le modèle élimine effectivement les forts résidus de 87 et 88. La qualité des anticipations n'en résulte toutefois pas améliorée et nous avons donc choisi d'éviter le recours à ce type de variable.

L'équation (1) est spécifiée en valeurs nominales, ce qui peut induire en erreur quant à la pertinence statistique du modèle. La relation entre la série de l'impôt sur le revenu et celle de l'indice des salaires pourrait se révéler erronée et

simplement due à la présence d'un trend inflationniste dans chacune d'entre elles. La valeur du R^2 obtenue serait ainsi artificiellement amplifiée. L'effet de l'inflation pourrait aussi générer un accroissement de la variabilité des termes d'erreurs (hétéroscédasticité) et ainsi mettre en cause l'efficacité des estimateurs des moindres carrés et la validité des tests statistiques usuels de pertinence des estimations. Enfin, l'hypothèse de stationnarité des résidus pourrait ne pas être respectée. Au vu des données du graphique 3, l'écart-type des résidus lausannois semble bien augmenter avec le temps. Toutefois, lorsque l'on exclut les cas atypiques de 1987 et 1988, clairement imputables à la modification de la loi d'imposition, la variabilité des résidus s'avère alors pratiquement constante. Il faut néanmoins signaler que la valeur absolue des résidus lausannois est légèrement corrélée avec le temps (0.29) et avec les prédictions de rentrées fiscales fournies par le modèle (0.33), bien que la significativité statistique de ces corrélations soit au demeurant faible avec des p-valeurs de 10.0% et 5.4%. De surcroît, le test de White sur la variabilité des résidus ne s'est pas avéré concluant. L'évidence à l'encontre de l'hypothèse d'homoscédasticité ne nous paraît donc pas suffisante pour invalider le modèle.

Une autre critique porte sur l'utilisation de la variable *CHOMTOT*. La forte progression du nombre de demandeurs d'emploi qui caractérise les dernières années de la période d'estimation marque une rupture évidente du trend de cette série. Pour les données lausannoises, par exemple, la distance de Mahalanobis entre un cas et le point moyen dans l'espace des variables explicatives prend des valeurs exceptionnelles pour les quatre dernières observations qui s'étalent de 5.9, pour 1995, jusqu'à 11.2, pour 1998, alors que la distance moyenne vaut 2.9 et l'écart-type de ces distances 2.2. Ces valeurs s'expliquent par la forte hausse du chômage enregistrée depuis le début des années '90 qui intervient dans le modèle avec un retard de deux ans. Les quatre dernières observations exercent donc un effet important sur l'estimation du modèle, comme le confirment les indicateurs de leviers que sont les termes diagonaux de la matrice $\mathbf{H} = \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'$ («hat matrix»), où $\mathbf{X}$ désigne la matrice des observations des variables explicatives, $\mathbf{H}$ transformant le vecteur des observations $\mathbf{y}$ de la variable dépendante en prédictions $y = Hy$. De 1995 à 1998, ces termes couvrent des valeurs comprises, respectivement, entre 0.17 et 0.33, tandis que l'effet levier moyen est de 0.08. Notons que si les indicateurs classiques utilisés ici mettent en évidence quatre valeurs atypiques, d'autres cas (impôts en 1993 et 1994, notamment) apparaîtraient sans doute aussi comme exceptionnels avec des indicateurs robustes non sensibles à

l'effet de masque (cf. Ritschard et Antille (1992)). Les coefficients du modèle varient d'ailleurs sensiblement si on limite la base d'estimation aux données d'avant 1993. Pour éviter les biais induits par ces effets levier excessifs, on aurait donc pu atténuer par des pondérations la trop grande influence des cas concernés. Nous avons au contraire délibérément choisi de les maintenir tels quels, car il s'agit précisément des plus informatifs pour mesurer l'impact du chômage sur les recettes fiscales. De surcroît, ils représentent des phénomènes qui, même si leur impact récent est exceptionnel, n'en semblent pas moins devoir durer.

En dernier lieu, le modèle (1) s'est avéré significatif pour les cas de Lausanne et du Canton de Vaud. Reste à savoir dans quelle mesure sa validité dépend des unités territoriales considérées. Nous avons effectué une analyse rapide sur des données tessinoises. Les résultats de ce test semblent indiquer que les deux variables exogènes gardent leur pertinence au-delà du cas vaudois. Une étude plus approfondie est toutefois nécessaire, d'une part, pour confirmer cette première appréciation et, d'autre part, pour prendre convenablement en compte les caractéristiques des données et du système d'imposition tessinois, à cause notamment du rythme annuel de taxation et du fait que ces séries cumulent les impôts sur le revenu et sur la fortune.

3. Formulations alternatives du modèle

Nous avons évalué l'opportunité d'utiliser des transformations des données d'origine. L'équation (1) exprimée en valeurs logarithmiques permet une interprétation plus immédiate des coefficients qui se lisent, dans ce cas, comme des élasticités. La qualité générale de l'ajustement ainsi que les tests t sur les paramètres sont satisfaisants. En revanche, les coefficients accordent moins d'importance à l'impact du chômage et les prédictions pour les années marquées par l'augmentation du nombre de sans emploi surestiment fortement les recettes fiscales. Signalons aussi que les résidus de la régression avec des logarithmes présentent de l'autocorrélation. Pour les données lausannoises, on observe un pic négatif pour l'autocorrélation d'ordre 4 et un pic positif d'ordre 8, allure analogue à celle que l'on obtient pour les résidus d'un modèle formulé en termes réels et qui semble traduire l'effet d'un cycle conjoncturel des recettes fiscales (sur ce point, voir section 5).

La surestimation que l'on obtient avec une équation exprimée en logarithmes peut signifier que le modèle est incomplet. Ceci est probablement vrai. Tou-

tefois, comme nous l'avons déjà relevé, les séries statistiques disponibles sont peu nombreuses et celles que nous avons pu utiliser se sont avérées non significatives (voir section 2). Le modèle, par exemple, ne prend pas explicitement en compte des facteurs déterminant l'évolution de la population des contribuables. S'il est problématique de considérer synthétiquement les aspects démographiques et sociologiques qui, par exemple, modifient la répartition des contribuables par classes de revenus, on peut en revanche les considérer implicitement, du moins en partie, en remplaçant la variable auxiliaire *IMPAIR* par la variable dépendante *IMPREVN* retardée de deux ans. Cette spécification du modèle souffre de colinéarité entre la variable retardée de l'impôt et la série de l'indice des salaires. La présence de ces corrélations n'interdit pas son utilisation pour la prévision (Wonnacott et Wonnacott, 1970, p. 61). Elle empêche par contre la discrimination des effets propres aux variables exogènes et rend difficile l'interprétation des paramètres concernés, tout en affectant quelque peu la qualité statistique du modèle qui demeure satisfaisante.

L'équation suivante a aussi donné des résultats utiles :

$$IMPREVN_t = a + b_1 INDSALNMOY_{t-2} + b_2 CHOMTOTMOY_{t-2} + AR(2) \qquad (2)$$

où $INDSALNMOY_{t-2}$ est la moyenne $[(INDSALN_{t-2} + INDSALN_{t-3}) / 2]$ qui sert à calculer la prévision pour l'année t, *CHOMTOTMOY* est calculée de la même manière, et $AR(2)$ est le terme autorégressif d'ordre 2. L'utilisation des moyennes de l'année paire et de l'année impaire permet de reproduire l'évolution de l'impôt par paliers, caractéristique du système vaudois de taxation biennale, sans recourir à la variable auxiliaire *IMPAIR*. Le terme $AR(2)$ modélise les résidus obtenus en régressant les impôts sur les deux seules variables exogènes. Soit e le résidu du modèle avec ces deux variables. Le terme $AR(2)$ est la prédiction de ce résidu en t fournie par le modèle autorégressif d'ordre 2 : $e_t = c_1 e_{t-1} + c_2 e_{t-2} + v$ où v_t est le résidu de ce modèle des erreurs. Ainsi, $AR(2) = \hat{e}_t$ est donné par $AR(2) = c_1 \hat{e}_{t-1} + c_2 \hat{e}_{t-2}$. Cette variante, en particulier, a été utilisée pour l'élaboration des perspectives financières de l'Etat de Vaud.

4. Efficacité du modèle

Au-delà des vérifications statistiques discutées dans la section précédente, il est important de comparer le pouvoir de prédiction de l'équation (1) avec les données du budget. Nous présentons cette comparaison en sachant qu'elle ne peut

être parfaitement rigoureuse car une différence importante sépare la nature de l'information utilisée pour estimer les paramètres du modèle de celle disponible aux responsables des services financiers. La modélisation utilise en fait des données qui n'étaient pas connues des cadres et des élus à un moment donné. La prédiction pour 1990, par exemple, est calculée avec des coefficients estimés avec des séries comprenant les données suivant cette date. D'autre part, les cadres et les élus qui élaborent le budget peuvent bénéficier de la connaissance des flux fiscaux des premiers mois de l'année et intègrent ainsi des informations que l'on ne peut inclure dans le modèle, puisque les variables explicatives ne sont disponibles qu'au rythme annuel. Il faut souligner que cette asymétrie d'information joue vraisemblablement en faveur de la modélisation.

Tableau 2. Statistiques descriptives des écarts entre les valeurs du budget et du modèle et les montants inscrits aux comptes, Ville de Lausanne, impôts sur le revenu, 1963 – 1998

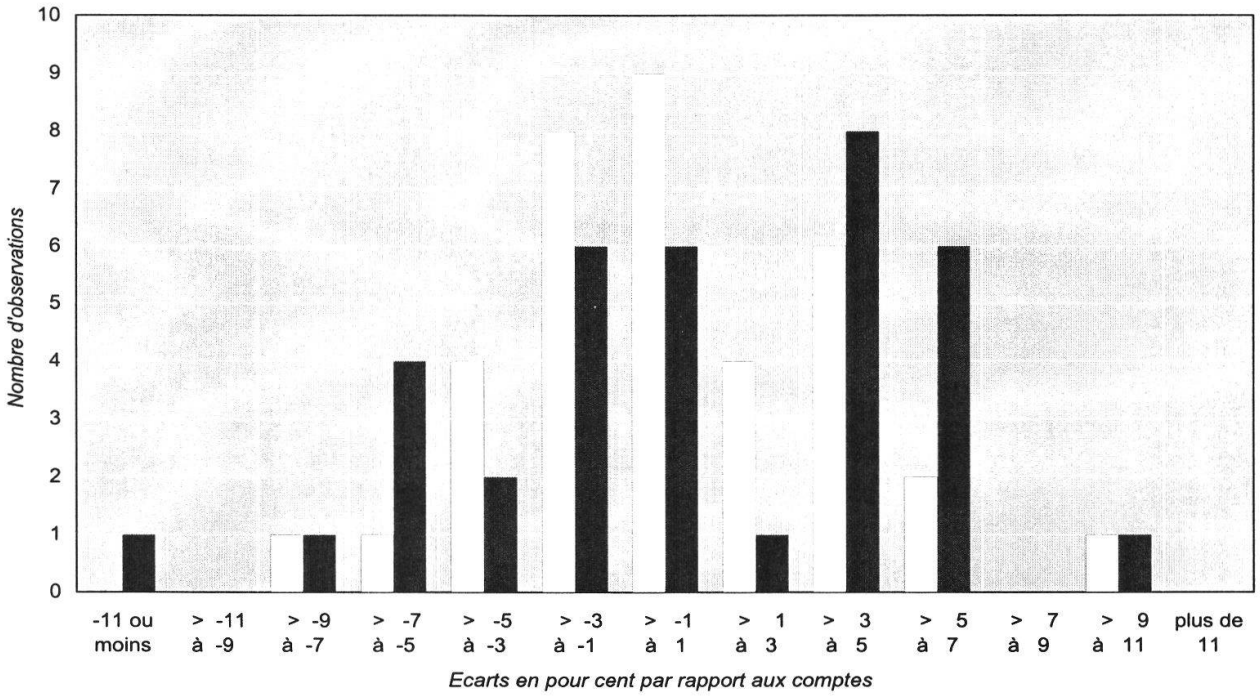
	Ecarts budget – comptes, en millions de francs	***Ecarts modèle – comptes, en millions de francs***	***Ecarts budget – comptes, en % des comptes***	***Ecarts modèle – comptes, en % des comptes***
Somme [1]	59.487	0	207.88	141.78
Moyenne [1]	1.652	0	5.77	3.94
Ecart-type [2]	7.098	5.048	4.94 %	3.63 %
Minimum	- 13.439	- 10.869	- 12.39 %	- 7.30 %
Maximum	17.896	11.561	9.84 %	10.57 %

[1] *Dans les colonnes 3 et 4, nous donnons, en millions, la somme et la moyenne des valeurs absolues des écarts puisque, par construction, la somme et la moyenne des écarts de la modélisation sont nulles.*

[2] *L'écart-type des écarts entre les valeurs prédites par le modèle et les valeurs des comptes, 5.3 millions, diffère de celui donné dans le tableau 1 pour la régression qui vaut 5.3 millions. Ce dernier est calculé avec au dénominateur* n – p, *soit le nombre d'observations moins le nombre de paramètres estimés, tandis que dans le tableau ci-dessus est indiqué l'écart-type d'échantillon avec au dénominateur* n – 1.

Comme la série de l'impôt cantonal sur laquelle nous avons travaillé n'est pas strictement comparable aux données du budget, les remarques suivantes se basent sur les seules données lausannoises. Le tableau 2 et le graphique 4 synthétisent cette comparaison. On constate que, sur le long terme, les prédictions du modèle sont globalement plus précises. Le graphique 4 montre d'ailleurs que la distribution des résidus ne présente pas de dissymétrie. L'hypothèse de normalité que nécessitent les tests de significativité statistique n'est donc pas remise en cause.

Graphique 4. Distribution des résidus de la modélisation (en blanc) et de l'écart entre budget et comptes (en noir), Ville de Lausanne, impôts sur le revenu, 1963 – 1998, en pour cent des comptes



5. L'utilisation du modèle pour l'élaboration de scénarios

Nous donnons en conclusion quelques indications sur l'utilisation du modèle à des fins de prévision. Plutôt que de choisir d'emblée des hypothèses de croissance des variables explicatives et d'observer par la suite les tendances qui en découlent sur l'évolution de la variable que l'on souhaite anticiper, il paraît utile de penser la démarche de construction de scénarios dans les termes suivants :

1. quelles valeurs de croissance des variables explicatives devons-nous postuler pour observer une tendance choisie de croissance pour les impôts sur le revenu ?
2. le cas échéant, les hypothèses postulées sont-elles vraisemblables au vu d'une analyse rétrospective qui porte sur l'évolution historique de ces variables ?
3. compte tenu de l'analyse rétrospective et du contexte économique actuel,

quelles sont les hypothèses les plus probables ?

4. quels sont les scénarios qui résultent de l'adoption des hypothèses les plus probables ?

A titre d'illustration et en réponse à la première de ces questions, nous avons calculé, pour le cas de Lausanne, quelques hypothèses de croissance des variables explicatives permettant d'observer à l'horizon de 2001, terme de l'actuelle législature, la stabilité du volume nominal des impôts sur le revenu par rapport au niveau de la fin de la législature précédente (tableau 3). Par exemple, en cas d'une diminution annuelle du nombre de demandeurs d'emploi de l'ordre de 2.5%, une progression des salaires nominaux d'environ 0.7% par an permettrait de préserver le niveau des impôts observé en 1996. La discussion de ces hypothèses peut alors être engagée par référence aux anticipations sur le taux d'inflation auquel on peut s'attendre, compte tenu du rythme de croissance de la masse monétaire et des indications disponibles sur l'état du marché du travail.

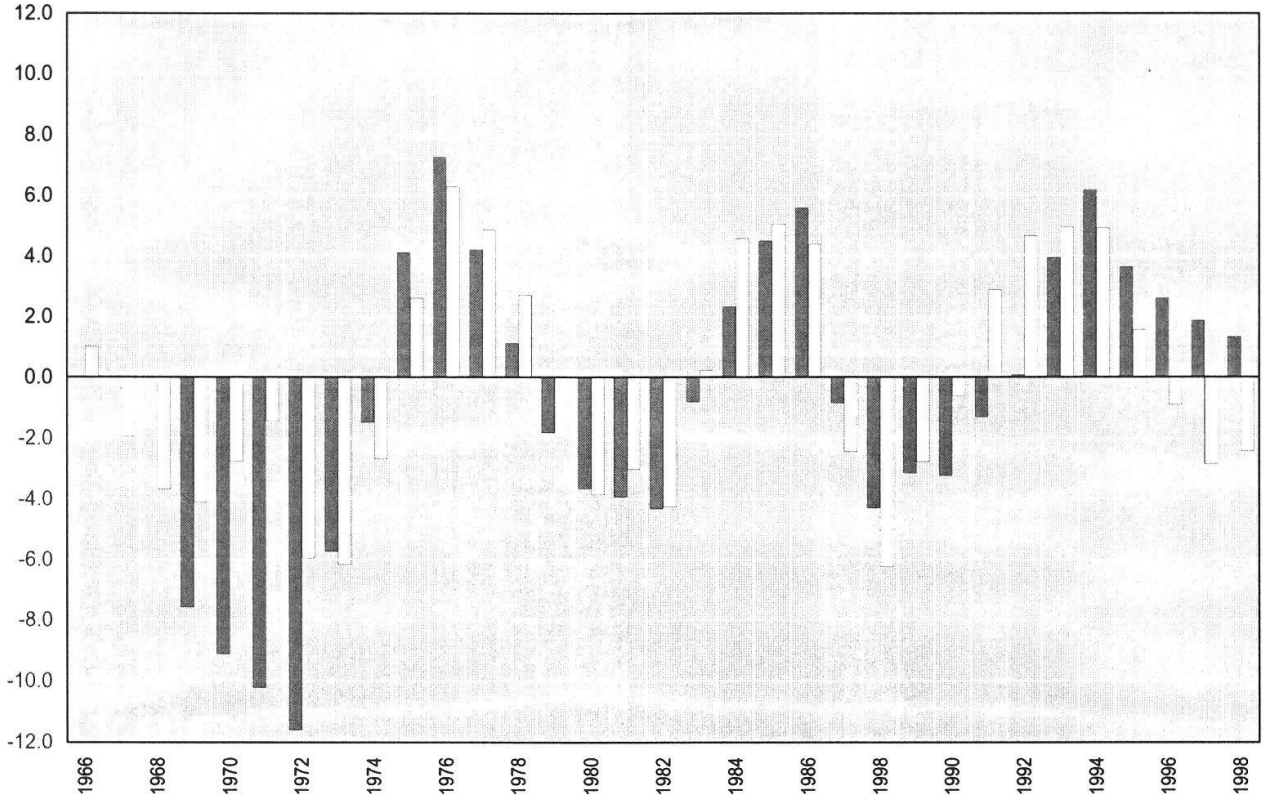
Tableau 3. Exemples de conditions pour stabiliser les impôts sur le revenu, selon les variables explicatives de l'équation (1), Ville de Lausanne
1997 – 2001, en termes nominaux

	Croissance totale des impôts sur le revenu	Croissance totale de l'indice des salaires	Croissance annuelle de l'indice des salaires	Taux de demandeurs d'emploi [1] en fin de période [2]	Croissance annuelle du nombre de demandeurs d'emploi [1]
1997 – 2001	0.0 %	5.4 %	1.3 %	11.5 %	0.0 %
1997 – 2001	0.0 %	2.8 %	0.7 %	10.0 %	- 2.5 %
1997 – 2001	0.0 %	0.0 %	0.0 %	8.8 %	- 5.0 %

[1] Toute personne inscrite à un office régional de placement.

[2] Demandeurs d'emploi en pour cent de la population active au RFP 1990 (le taux des demandeurs d'emploi est supérieur au taux de chômage officiel puisqu'il englobe la totalité des personnes inscrites auprès d'un office régional de placement).

Graphique 5. Cycle conjoncturel des impôts sur le revenu de la Ville de Lausanne (en blanc), depuis 1966, et du Canton de Vaud (en gris), depuis 1969, écart en pour cent des valeurs observées par rapport au trend d'une moyenne mobile de période 9



Note : pour annuler l'effet " en dents de scie " induit par le système de taxation biennal, les moyennes mobiles et les écarts sont calculés à partir de séries dont chaque observation est la moyenne des valeurs des années t et t-1.

Enfin, sans pouvoir en discuter de manière plus approfondie dans le cadre de cet article, il faut encore signaler un aspect de la prévision qui nous semble important et qui touche à la manière d'extrapoler les données que l'on cherche à anticiper. Le plus souvent, on évalue d'abord empiriquement un taux de croissance, dirons-nous «moyen», des variables explicatives pour l'appliquer année par année jusqu'à couvrir l'horizon temporel que l'on veut prévoir. Dans ce type d'exercice, on tend généralement à négliger l'effet des cycles conjoncturels dont plusieurs travaux ont pourtant souligné l'importance. Au niveau suisse, par exemple, Amman (1995) a mis en évidence les pics et les creux de deux cycles conjoncturels complets que l'économie suisse a traversés depuis le début des années '80 (voir aussi UBS, 1997). Les données fiscales lausannoises et vaudoises présentent un aspect cyclique évident. Même si la durée du cycle s'avère ne pas être tout à

fait constante et bien qu'elle diffère quelque peu en fonction de l'échelle d'observation (graphique 5), il n'en reste pas moins que la prise en compte de cet effet peut fournir des éléments importants pour orienter l'élaboration de scénarios dans une perspective de moyen terme.

Conclusions

Le modèle pour la prévision du volume des impôts sur le revenu proposé dans cet article se caractérise par une spécification parcimonieuse. Le nombre limité des séries statistiques pertinentes pour ce type d'analyse ne nous a pas permis de parvenir à une équation plus étoffée. En l'état, seulement deux variables exogènes interviennent dans la détermination de l'impôt. Ces variables sont toutefois rapidement disponibles et permettent de calculer des prévisions fiscales en temps utile pour l'élaboration du budget. En effet, le modèle se veut avant tout une aide à la décision pour la planification budgétaire à l'intention des cadres administratifs et des élus. En ce sens, sa simplicité représente plutôt un avantage qu'un inconvénient.

Les aléas de l'évolution conjoncturelle et de la démographie fiscale nous semblent d'ailleurs interdire d'ambitionner la recherche d'une «méthode absolue» qui remplacerait toute autre approche. La modélisation ne saurait prétendre à se substituer ni à la connaissance intime du tissu économique et démographique que les responsables des services fiscaux et financiers des administrations peuvent faire valoir, ni aux pratiques fondées sur l'analyse fine des flux de trésorerie. Ce n'est que par la confrontation de prédictions résultant de démarches méthodologiques complémentaires que l'on peut espérer parvenir à un système d'anticipation fiscale fiable qui utilise le résultat de chaque approche aussi bien comme une prévision en soi que comme moyen pour contrôler la vraisemblance des autres prédictions. Cette juxtaposition s'avère d'autant plus nécessaire lorsque des changements notables interviennent dans le cadre politique ou juridique qui règle le régime fiscal et dont les décisions de la «Table ronde» au niveau vaudois ainsi que les incidences de la loi fédérale sur l'harmonisation des impôts directs sont deux exemples d'actualité.

NOTES :

1 A. Dozio, Service des affaires générales de la Ville de Lausanne, Escaliers-du-Marché 2, CH-1003, Lausanne, e-mail : alessandro.dozio@lausanne.ch ;
C. Enz et M. Peretti, Service cantonal de recherche et information statistiques du Canton de Vaud, Rue de la

Paix 6, CH-1014, Lausanne, e-mail : claude.enz@scris.vd.ch, monika.peretti@scris.vd.ch ;
G. Ritschard, Département d'Econométrie de l'Université de Genève, Boulevard du Pont-d'Arve 40, CH-1211, Genève 4, e-mail : gilbert.ritschard@themes.unige.ch.

RÉFÉRENCES

AMMAN Y., *Le budget de plein emploi – un réexamen*, Etude numéro 20, Office fédéral des questions conjoncturelles, Berne, 1995.

BAGGI M. et ROSSI A., *La crise financière, sa thérapie et le problème des prévisions fiscales : une étude de cas*, IDHEAP, Recherches et analyses n°58, Lausanne, mars 1989.

CHATFIELD C., *The analysis of time series: an introduction*, London, Chapman and Hall, 1984.

DISERENS M. et al., *Prévision des recettes fiscales cantonales et communales à l'aide de modèles statistiques de régression linéaire multiple*, Rapport du groupe de travail 2.2. " Planification financière dans le secteur public ", Société d'étude de la prévision et de la planification, Lausanne, 1977.

GRAY J.B., On the use of regression diagnostics, *The Statistician*, 38, 1989, pp. 97-105.

INTRILIGATOR M. E., *Econometric models, techniques and applications*, Englewood Cliffs, Prentice and Hall, 1978.

NILLES D., Les revenus d'impôts du Canton de Vaud : Modélisation et prévisions, *Analyses et prévisions*, Institut 'Créa' de macroéconomie appliquée, Université de Lausanne, automne 1999.

OSTROM C. W. jr, *Time Series Analysis : Regression techniques*, 2th ed, Newbury Park, Sage Publications, 1990.

PINDYCK R.S. et RUBINFELD D.L., *Econometric Models and Economic Forecasts*, 4th ed, Boston Mass., McGraw Hill, 1998.

RITSCHARD G. et ANTILLE G., A robust look at the use of regression diagnostics, *The Statistician*, 41, 1992, pp. 41-53.

SOGUEL N. et ZUFFEREY J.-L., *La sous-estimation des recettes cantonales : erreur de prévision ou comportement stratégique ?*, IDHEAP, Discussion Paper n° 7, Lausanne, juillet 1997.

UBS (Union de Banques Suisses), " Disparition des cycles conjoncturels ? ", UBS Economic Research, *Notices économiques*, décembre 1997, pp 3-8.

WHITE H., A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity, *Econometrica*, vol. 48, pp. 817-838, may 1980.

WONNACOTT R. J. et WONNACOTT T. H., *Econometrics*, New York, Wiley, 1970.