Université de Montréal

La Prévision de l'Impôt du Québec sur le Revenu des Particuliers

par

Stéphane Comeau

Département des Sciences Économiques

Rapport de recherche de maîtrise

Directeur de recherche: M. François Vaillancourt

Août 1996

TABLE DES MATIÈRES

CHAPITRE 1 - INTRODUCTION

1.0 INTRODUCTION

La présente étude poursuit deux objectifs précis. Le premier est d'évaluer et situer dans la littérature le modèle de prévision de l'Impôt du Québec sur le Revenu des particuliers (IQRP[1]) du Ministère des Finances du Québec (MFQ[2]). Pour ce faire, il devra d'abord être mis à jour. Le second but est d'identifier la meilleure méthode pour mesurer l'élasticité-revenu de l'IQRP.

Ceci est important car, pour l'année financière 1994-1995, les revenus budgétaires du gouvernement du Québec se situaient à $36 437 millions. Sur ces $36 milliards et demi, $11,9 milliards provenaient de l'Impôt du Québec sur le Revenu des Particuliers. Il s'agit du tiers[3] de ses revenus et aussi de la source la plus importante. Ces proportions devraient même augmenter dans l'avenir considérant le fait que les revenus provenant de transferts fédéraux (la seconde en importance avec 7,5 milliards) ne croissent plus depuis quelques années et, selon le gouvernement du Québec, devrait même diminuer dans l'avenir avec l'avènement du Transfert Social Canadien. À la lumière de ces quelques chiffres révélateurs, il n'y a pas de risque à affirmer l'importance que revêt la prévision de l'Impôt du Québec sur le Revenu des Particuliers.

Le premier pas vers ces objectis est fait au chapitre 2. Il présente un survol non exhaustif de la littérature des élasticités-revenu qui prend la forme de brefs résumés des méthodes utilisées jusqu'à présent pour estimer l'élasticité et prévoir l'impôt sur le revenu. Les éléments essentiels qui ressortent du survol y sont également identifiés. Le chapitre 3 résume comment les changements fiscaux annuels sont pris en compte et suggère également une procédure améliorée pour calculer un impôt net de crédits d'impôt à partir d'une distribution des contribuables et de leurs revenus par tranches de revenu total.

Le chapitre 4 se divise en trois parties. La première (section 4.0 à 4.4) présente une application du modèle du MFQ sur la période 1991 à 1994[4] et justifie son approche théorique. La seconde

---

[1] L'acronyme IQRP sera utilisé dans le reste du texte.
[2] L'acronyme MFQ sera utilisé dans le reste du texte.
[3] Budget provincial 1996-1997, Annexe C, page 27.
[4] La période s'arrête en 1994 pour permettre l'élimination de toute perturbation que pourrait introduire l'utilisation de prévisions parmis les régresseurs.

partie (section 4.5) traite de l'élasticité-revenu. Une formule exacte permettant de calculer sa valeur en un point y est adaptée à la fiscalité québécoise. La dernière partie du chapitre 4 (section 4.6) évalue le modèle utilisé par le MFQ à la lumière du chapitre 2 et de la théorie des prévisions efficientes. On y verra que malgré le fait qu'il viole la forme faible des prévisions efficientes, le modèle demeure le meilleur disponible. Le chapître 5 conclut.

CHAPITRE 2 - LA LITTÉRATURE

2.1 REVUE DE LA LITTÉRATURE

La littérature portant sur les élasticités-revenu regorge de modèles de tous genres pour prévoir les revenus de taxation du gouvernement, en évaluer l'élasticité-revenu, mesurer leur progressivité (proportionnalité ou régressivité) et leur flexibilité inhérente[5]. Les taxes étudiées varient passablement d'un article à l'autre, tout comme les juridictions où elles s'appliquent[6]. Étant donné les objectifs de cet essai, qui sont d'étudier l'élasticité-revenu de l'Impôt du Québec sur le Revenu des Particuliers (IQRP) et d'évaluer et situer dans cette littérature le modèle de prévision du ministère des Finances du Québec (MFQ), seuls les articles traitant spécifiquement de ces aspects sont traités. Ceci implique également l'omission délibérée d'éléments de ces articles s'éloignant trop du sujet. L'accent est donc mis sur les caractéristiques des modèles de prévision[7] et sur l'estimation de l'élasticité-revenu.

2.1.1 Groves & Khan (1958)

Avec leur article *The Stability of State and Local Tax Yields*, Groves & Khan (1958) font la première contribution notoire à la littérature. Pour tous les types de taxes, ils soulignent plusieurs éléments importants influençant la valeur de l'élasticité-revenu. Dans le cas particulier de l'impôt sur le revenu, on retrouve la distribution du revenu parmi les payeurs de taxe[8] et la source de la croissance nominale du revenu personnel agrégé, selon qu'elle provienne d'une hausse du niveau des prix ou d'une hausse de la production[9]. Trois autres concepts sont également présents dans leur analyse, mais sans qu'ils ne soient définis clairement: les effets taux et base[10] ainsi que les changements dans les règles de taxation[11]. Toutes ces questions seront approfondies plus tard par d'autres auteurs, ce qui fait de leur article l'un des plus cités.

---

[5] le terme anglais utilisé dans les textes est "built in flexibility".

[6] Parmi elles on compte nombre d'états américains, l'état fédéral américain et l'Angleterre.

[7] Comprenant les variables jugées importantes aux yeux des auteurs ainsi que les méthodes utilisée pour en capter les effets.

[8] L'idée générale est qu'une élasticité-revenu peut être associée à chaque contribuable, et cela de façon unique car le revenu est distribué de façon inégale.

[9] Les auteurs demeurent vagues se limitant à dire que dans les deux cas le niveau des revenus réels de taxation augmentera, que la valeur de l'élasticité a plusieurs conséquences: si elle est est supérieure à 1, la part relative du gouvernement dans le revenu personnel réel augmente avec l'inflation et diminue avec de la déflation et l'inverse si l'élasticité-revenu est inférieure à 1.

[10] Ces définitions seront présentées plus loin.

Pour en arriver à un estimé des élasticités-revenu des différentes taxes, Groves & Khan (1958) utilisent une régression linéaire avec la spécification classique suivante, où η_Y est l'élasticité recherchée[12] :

$$Log(T_t) = \alpha + \eta_Y \, Log(Y_t) + \varepsilon_t \qquad \text{avec} \quad \varepsilon_t \sim N(0,\sigma_\varepsilon^2)$$

L'avantage de cette spécification réside dans la simplicité de la méthode: Le coefficient estimé représente l'élasticité-revenu. Les résultats obtenus par Groves & Khan (1952) au niveau de l'impôt sur le revenu des particuliers de certains états des États-Unis sont de 1,41 pour l'Indiana, de 1,54 pour le Maryland, de 1,75 pour le Wisconsin et de 1,81 pour la Caroline du Nord. Malheureusement, la convenance de ce modèle en fait la principale faiblesse, car l'élasticité obtenue est une **moyenne** des l'élasticités-revenu annuelles sur la période historique. Les auteurs reconnaissent qu'il n'y a pas de raisons pour s'attendre à une élasticité constante et justifient leur choix en stipulant que l'estimé "*summarizes the experience of a number of years for comparative rather than predictive purposes*"[13].

Les principales critiques du travail de Groves & Khan (1952) ont porté sur le fait que leur estimé de l'élasticité était constant et que les taxes étaient analysées séparément, ignorant ainsi la possibilité d'interactions entre elles. Le modèle de Groves & Khan (1952) est trop simpliste pour être d'intérêt aux fins de ce travail. Malgré ce fait, leur article n'est pas moins important car il a jeté les bases de cette littérature en identifiant plusieurs éléments essentiels qui seront approfondis par la suite.

2.1.2 Wilford (1965)

Dans son article, Wilford (1965) suggère deux changements à la méthodologie de leurs prédécesseurs. À son avis, la formulation de l'équation utilisée par Groves & Khan (1958)

[11] Ils n'ont retenu pour leur analyse que les taxes pour lesquelles aucun changement dans la définition de la base imposable (et peu dans les taux d'imposition) n'est survenu pendant la période étudiée (une partie des années 30 et la presque totalité des années 40). Ils ont également exclu de leurs échantillons les années de guerre pour lesquelles des rationnements ont eut lieu.

[12] Ce résultat est, de loin, le plus évident et le plus classique de la littérature.

[13] Groves & Khan (1958), p. 89, note de bas de page 5.

n'est pas complète. Il critique le fait qu'elle implique une élasticité constante et souligne l'importance de considérer plus explicitement les changements dans les taux de taxation[14].

Wilford (1965) explique que la bonne façon de le faire n'est certes pas de modifier les revenus de taxation par une règle de trois, puisque cela impliquerait une élasticité-taux de 1. Dans le cas d'une taxe de vente, cela signifierait que l'élasticité-prix de la demande pour les biens taxés est complètement inélastique. Par conséquent, il suggère l'estimation de l'équation suivante, où η_1 est l'élasticité-revenu, η_2 est l'élasticité-taux et R_t est la moyenne des taux statutaires:

$$\mathrm{Log}(T_t) = \alpha + \eta_1\,\mathrm{Log}(Y_t) + \eta_2\,\mathrm{Log}(R_t) + \varepsilon_t \qquad \text{avec} \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

La seconde suggestion de Wilford (1965) consiste à utiliser le revenu per capita lorsque celui-ci augmente de façon marquée. S'il est plutôt stable, il recommande alors l'utilisation du revenu agrégé. Il justifie ce choix par le raisonnement suivant: Lorsque le revenu per capita augmente, il y a toutes les raisons de croire que le panier de biens acheté par le consommateur de même que la propension marginale à consommer changent. Symétriquement, lorsque le revenu per capita reste stable, ceteris paribus, le profil de consommation ne devrait pas changer. Les résultats[15] de son analyse pour l'état du Texas montrent des coefficients η_2 différents de 1, ce qui lui fait conclure qu'il faut tenir compte des changements de taux. L'utilisation du revenu per capita génère des estimés d'élasticités plus grands.

Les suggestions de Wilford (1965) sont intéressantes mais sa modélisation est boiteuse. Certes, les taux de taxation doivent être pris en considération, mais une moyenne de taux statutaires est pour le moins grossière. La justification qu'il offre pour utiliser le revenu per capita semble se concentrer uniquement sur la taxe de vente, alors que, comme il sera décrit à la section 4.5.3, cela peut jouer sur l'élasticité-revenu effective de l'impôt sur le revenu.

2.1.3 Ray (1966)

[14] Ce que Groves & Khan (1952) n'avaient pas à faire puisqu'ils se sont limités à des années exemptes de tout changement.

[15] L'impôt sur le revenu des particuliers n'est pas traité, ce qui explique l'omission dans le texte des résultats obtenus par Wilford (1965).

La contribution de Ray (1966) semble bien accidentelle. L'ensemble de son article se veut une critique du travail de Wilford (1965), face auquel il défend ses propres estimés[16]. Faisant ses reproches, Ray (1966) en arrive au fait qu'un changement discrétionnaire dans la base taxable a souvent plus d'impact sur les taxes perçues (T_t) que les changements dans les taux d'imposition. S'il y a une élasticité-taux, dit-il, il y a également une élasticité-base. Du même coup, il apportait sa contribution: l'ajout du terme ($Log(B_t)$), dans l'équation utilisée par Wilford (1965), où B_t représente la base taxable (le revenu imposable). Cependant, jamais dans son article Ray (1966) ne présente l'équation qu"il privilégie, et encore moins les résultats qu'il obtiendrait pour une éventuelle élasticité de la base taxable par rapport au revenu. Il semble que Ray (1966) qui ne désirait que critiquer Wilford (1965), s'avérera en bout de ligne à être l'instigateur de l'élasticité-base.

2.1.4 Mushkin & Lupo (1967)

Dans leur article *"Project 70"*, les deux auteures décrivent dans ses grandes lignes ce projet[17]. Elles offrent une courte synthèse des méthodes pour prévoir les revenus provenant d'une taxe:

1- On peut le faire taxe par taxe, où chacune suit une tendance avec le revenu personnel agrégé ou per capita.
2- On peut simuler des taux effectifs de taxation et étudier les liens entre le revenu personnel agrégé, la base taxable, les taux effectifs et les revenus de taxation simulés. La base peut être projetée de deux manières, sur la foi d'une tendance ou via son élasticité avec le revenu personnel agrégé.

La méthode retenue pour l'impôt sur le revenu dans le cadre du "*Project 70*" a été la suivante: d'abord, on a choisi une structure fiscale de référence, en l'occurrence celle de 1965. Cette structure a été simulée[18] sur l'échantillon et une élasticité-revenu en a été estimée par la même méthode que Groves & Khan (1952), en régressant le log des revenus de taxation

---

[16] Il affirme que Wilford ne suggère rien de nouveau aux méthodes établies pour mesurer l'élasticité-revenu, qu'il n'est pas évident que l'ajout du terme Log (R_t)améliore la prévision (ses explications sont toutefois loin d'être claires) et que ses estimations ne peuvent pas représenter efficacement la fiscalité du Texas.
[17] Le "Project 70" était une étude ambitieuse, qui voulait projeter le secteur publique dans le futur afin de voir ce qui attendait les états américains. Elle ne se limitait donc pas à l'impôt sur le revenu ou les revenus totaux du gouvernement, mais elle comprenait aussi des projections des dépenses de l'état.
[18] En gros, la simulation fût d'abord de calculer des taux effectifs de taxation par tranche de revenu. À l'aide de ces taux, on a calculé les impôts pour les tranches de revenu correspondantes de chaque année.

uniformes sur le log du revenu personnel agrégé. Les projections par état s'appuient sur l'élasticité-revenu estimée et sur des projections du revenu personnel agrégé[19] :

$$Log(TA_t) = \alpha + \eta\ Log(Y_t) + \varepsilon_t \qquad \text{avec} \quad \varepsilon_t \sim N(0,\sigma_\varepsilon^2)$$

Où TA_t = Revenus de taxation uniformes selon la structure de 1965 au temps t.
Y_t = Revenu personnel agrégé au temps t.

Ici encore, l'approche est trop simple. Mushkin & Lupo (1967) oublient les mises en garde de Groves & Khan (1952) quant aux prévisions générées par leur équation. De plus, la méthode qu'ils utilisent pour uniformiser les revenus de taxation est questionnable[20].

2.1.5 Legler & Shapiro (1968)

Les auteurs font deux reproches aux études précédentes. D'abord elles ignorent les mécanismes par lesquels les variations du revenu personnel affectent les taxes perçues. Ensuite, en les analysant séparément les études précédentes supposent que les taxes sont indépendantes.

Selon eux, il existe une interdépendance entre les taxes. Elle peut résulter des règles de taxation, comme un crédit d'impôt sur le revenu pour les taxes de vente payées, ou se manifester via le revenu personnel disponible, entraînant ainsi des changements dans le comportement économique des agents. En considérant cette possibilité, on serait en droit de s'attendre à des élasticités plus faible que s'il n'y avait pas d'interaction. Dans cette suite d'idées, les grandes élasticités-revenu de Wilford (1965)[21] étaient, aux yeux de Legler & Shapiro (1968), dues au fait d'avoir négligé cette interdépendance entre les taxes.

Trois hypothèses sont à la base du modèle de Legler & Shapiro (1968). D'abord, il n'y a que deux taxes. Ensuite, les offres des biens taxés et non taxés sont parfaitement élastiques. Finalement, le revenu national brut n'est pas influencé par les revenus de taxation[22]. Par une série de raisonnements obscurs, les auteurs en arrivent à la forme fonctionnelle générale

[19] Aucun estimé n'est disponible dans ce texte de Mushkin & Lupo (1967), il ne fait que résumer des méthodes et les conclusions du "*Project '70.*".

[20] La méthode utilisée comporte des faiblesses qui seront précisées au chapitre 3.

[21] 4 des 10 estimés de Wilford sont supérieurs à 2,1. Seules les taxes sur les boissons alcooliques et sur les cigarettes étaient inférieure à un.

[22] En d'autres mots, il n'y a pas de feed-back entre les revenus de taxation et le revenu national brut.

suivante, où l'indice t est omis pour alléger la présentation (il en sera de même pour le restant du texte):

$T = T(y, N, p, r_1, r_2)$	où	N	représente la population.
		y	représente le revenu national.
		p	représente l'indice de prix relatifs des biens taxés vs non taxés.
		r_1	représente le taux d'imposition du revenu.
		r_2	représente le taux de la taxe de vente.

En différentiant le log de $T(\cdot)$ par rapport au temps, ils obtiennent:

$$\Delta T/T = \eta_1 (\Delta y/y) + \eta_2 (\Delta N/N) + \eta_3 (\Delta p/p) + \eta_4 (\Delta r_1/r_1) + \eta_5 (\Delta r_2/r_2)$$

En supposant les élasticités η_i constantes[23], ils intègrent et arrivent à la forme Cobb-Douglas:

$$T = A(y)^{\eta 1} (N)^{\eta 2} (r_1)^{\eta 3} (r_2)^{\eta 4} (p)^{\eta 5}$$

Dans ce cadre d'analyse, la formulation de Groves & Khan (1952) serait un cas spécial de où η_2 , η_3 , η_4 et η_5 sont nulles. Avec un tel modèle, l'interprétation des coefficients estimés change et on parle alors d'élasticité des revenus totaux de taxation par rapport à une variable. Par exemple, les résultats pour l'état de la Californie sont η_3 = -0,1676 et η_1 = 2,1026, signifiant qu'une hausse de 1% des taux marginaux de l'impôt sur le revenu provoque une baisse **des revenus totaux de taxation** de 0,1676% et une hausse de 1% du revenu personnel amène une hausse **des revenus totaux de taxation** de 2,1026. Les résultats pour les autres états percevant un impôt sur le revenu sont les suivants :

Colorado:	η_1 = 0,5622	et	η_3 = 0,2977
Iowa:	η_1 = 0,4154	et	η_3 = 0,4153
Maryland:	η_1 = 0,8121	et	η_3 = 0,4958

Le lecteur est sans doute surpris par les faibles valeurs de ces élasticités, et avec raison. De nombreux auteurs ont critiqué ces résultats, dont Friedlander & Swanson & Due (1973) et Ring (1986). Outre les critiques concernant la dérivation de leur équation de régression, il a celles qui porte sur le grand nombre d'hypothèses simplificatrices faites par Legler & Shapiro (1968). D'abord, ils ne conservent comme taxes que l'impôt sur le revenu et la taxe de vente. Ensuite,

[23] C'est ici que se situera la critique sur les travaux de Legler & Shapiro (1968). Leur exposé comprend à leur équation (2) une spécification additive des revenus de différentes taxes pour déterminer les revenus totaux de taxation. On leur reprochera d'avoir ignoré cette relation additive dans leur équation finale, ce à quoi les auteurs se contenteront de répondre que l'équation différentielle est intégrable sous des conditions d'élasticités constantes.

ils se débarrassent de l'indice de prix relatifs entre les biens taxables et non taxables en faisant l'hypothèse qu'il est constant. Enfin, ils utilisent la moyenne des taux statutaires de l'impôt sur le revenu tout comme Wilford (1965). L'effort théorique fait pour tenir compte de l'interaction entre les taxes est louable, mais comme le soulignent Friedlander & Swanson & Due (1973), trop d'hypothèses viennent simplifier l'analyse.

2.1.6 Singer (1968)

Singer (1968) est d'avis que l'on peut utiliser l'équation de Groves & Khan (1952), mais à la condition de tenir compte d'influences externes comme les changements discrétionnaires apportés aux taux d'imposition et à la définition de la base taxable. L'originalité de sa contribution réside dans l'utilisation de variables dichotomiques pour isoler les changements législatifs. Chaque changement se voit associé une variable dichotomique. Deux types d'équations sont estimées par régression linéaire en utilisant alternativement le revenu personnel agrégé total et per capita:

$$T_t = \alpha + b\,Y_t + \Sigma\, c_i\, D_i + \varepsilon_t \qquad \text{avec } \varepsilon_t \sim N\,(0,\sigma^2_\varepsilon)$$
$$\mathrm{Log}(T_t) = \alpha + \eta_Y\, \mathrm{Log}(Y_t) + \Sigma\, c_i\, D_i + \varepsilon_t \qquad \text{avec } \varepsilon_t \sim N\,(0,\sigma^2_\varepsilon)$$

Les résultats de la forme logarithmique sont les suivants[24] :

État	Avec le revenu personnel agrégé	Avec le revenu personnel per capita
Arkansas	1,91	2,07
Delaware	1,46	1,54 (non significatif)
Georgie	1,92	2,23
Iowa	2,21	2,35
Minnesota	1,6	1,74
Wisconsin	1,39	1,36

La très grande majorité des coefficients estimés sont significatifs et affichent les signes attendus. Ces résultats indiquent clairement que les élasticités-revenu estimées sont plus élevées lorsque le revenu personnel per capita est utilisé. En comparant ses estimés avec d'autres études, Singer (1968) obtient des résultats comparables à ceux de Harris (1965)[25] ce

[24] Les résultats de la première équation ne seront pas reportés ici parce qu'elle ne permet pas d'obtenir la valeur de l'élasticité-revenu.

[25] Harris applique des ensembles de taux effectifs à des distributions de revenus bruts ajustés. Ces taux effectifs sont simulés en supposant un comportement pour les célibataires (une déduction) et pour les personnes mariées avec deux enfants (deux déductions). La série d'impôt synthétique ainsi obtenue est régressée selon une relation log-linéaire comme celle de Groves & Khan (1952).

qui, selon lui, est une indication de la validité de son approche pour éliminer l'impact des changements législatifs.

2.1.7 Norman & Russell (1970)

Dans leur article, Norman & Russell (1970) applique à l'état d'Hawaii leur modèle de prévision de l'impôt sur le revenu des particuliers. Leur approche est unique dans la littérature car elle permet de modéliser des changements dans les taux de taxation d'une manière beaucoup plus rigoureuse que ne l'avait fait Wilford (1965). La spécification du modèle est la suivante:

(1) $T = r\,TY$
(2) $r = \sum w_i r_i$
(3) $w_i = TY_i / TY$
(4) $\sum w_i = 1$
(5) $w_i = f_i iY,E)$
(6) $TY = g(Y,E)$

où
- T : Total des taxes sur le revenu perçues.
- TY : Revenu imposable total.
- TY_i : Revenu imposable dans le ième palier d'imposition.
- r : Taux total effectif de taxation.
- r_i : Taux marginal de taxation du ième palier.
- w_i : Poids attaché au ième taux marginal.

Seules les équation 5 et 6 sont stochastiques. Les quatre autres sont des identités. Les statistiques dont disposent les auteurs sont subdivisées en tranches de revenu total. Ceci implique qu'ils doivent estimer la distribution du revenu imposable par palier d'imposition (TY_i). Cette distribution est essentielle car c'est elle qui permet de calculer les poids w_i. Pour ce faire, les auteurs calculent pour chaque tranche de revenu:

1- Le revenu imposable moyen.
2- La répartition (en niveau) du revenu imposable moyen dans chaque palier d'imposition.
3- La répartition du revenu imposable total dans chaque palier d'imposition (en multipliant les valeurs obtenues en 2- par le nombre de contribuables dans la tranche de revenu).

Il reste ensuite à faire la somme, pour chaque palier d'imposition i, des revenus imposables totaux pour toutes les tranches de revenu. Ce procédé fait l'hypothèse implicite que le revenu imposable est le même pour toutes les déclarations d'une même tranche de revenu, ce qui, selon Norman & Russel (1970), est d'autant moins grave qu'il y a plus de tranches de revenu que de paliers d'imposition.

La spécification[26] des équation stochastiques 5 et 6 est:

(7) $w_i = a_i + \beta_i Y + \gamma_i E + \mu$
(8) $TY = \Theta + \phi Y + \varepsilon E + \mu$

Où E est la valeur des exemptions et Y le revenu personnel. La prévision de l'impôt sur le revenu s'obtient en deux étapes. On détermine d'abord le taux moyen projeté (en utilisant les coefficients estimés à l'aide des équations 7 et 8) et ensuite on applique l'équation 1. Norman & Russell (1970) reconnaissent qu'il s'agit là d'un modèle partiel qui ne tient pas compte des effets potentiels des taxes sur l'économie (feed-back), de même que des interdépendances possibles entre les différentes taxes. À leur yeux, ces effets ne semblent pas avoir d'impacts sérieux sur leurs résultats.

L'estimé de l'élasticité-revenu s'obtient par développement algébrique:

(9) $\eta_Y = (Y \bullet TY/T) \sum \beta_i r_i + \phi Y r/T$

Chacun des deux termes a sa propre signification. Le premier représente l'élasticité par rapport à la base taxable (TY) et le second représente l'élasticité par rapport à la structure des taux marginaux. Les résultats obtenus indiquent une élasticité-revenu égale à 1,7 de 1959 à 1965 et 1,8 de 1966 à 1968.

Ce qui fait l'attrait de ce modèle, c'est qu'il tente de prévoir le taux moyen de taxation en tenant compte de la distribution future du revenu imposable dans les paliers d'imposition. Malheureusement, il est inapplicable au Québec pour deux raisons. D'abord, il faudrait le modifier afin d'y intégrer les crédits d'impôt personnels. Ensuite, il utilise le niveau total des exemptions comme variable indépendante dans les deux équations de prévisions. Cela signifie que même après avoir adapté le modèle à la fiscalité québécoise, il faudrait, avant de pouvoir l'utiliser, prévoir les exemptions et les crédits d'impôt. Or, c'est ce que l'on cherche à faire! Prévoir le niveau des exemptions et des crédits d'impôt est aussi difficile que de prévoir l'impôt lui-même. Somme toute, ce modèle démontre un fait inéluctable: pour prévoir le taux moyen de l'impôt sur le revenu, il faut déterminer quels seront les exemptions et les crédits d'impôt.

[26] L'indice t a été suprimé pour alléger la présentation.

2.1.8 Berney & Frerichs (1973)

Cet article présente les méthodes d'estimer les élasticités-revenu présentées jusque là dans la littérature[27]. On les compare et discute de leur utilité pour la prévision des revenus de taxation. La contribution des auteurs a été de démontrer que le fait d'uniformiser les données pour tenir compte des changements législatifs ne suffit pas à éliminer les effets base et taux[28]. Le fait d'ajuster les revenus de taxation implique la relation suivante[29] :

$$(TA) = (T/RB) = a(Y^{e} R^{f-1} B^{g-1})$$

Où
- T représente les revenus de taxation.
- Y représente le revenu personnel agrégé
- R représente le taux de taxation.
- B représente la base taxable.

On voit tout de suite que un si l'on estime une relation log-linéaire avec des revenus de taxation ajustés et de revenu personnel agrégé[30], on suppose alors des élasticités taux et base égales à un. De plus, R^{f-1} et B^{g-1} feraient partie du terme d'erreur et l'estimé serait biaisé car il serait corrélé avec Y. Historiquement, B et R ont toujours augmentés avec Y. L'impôt sur le revenu n'étant pas traité par Berney & Frerichs (1973), aucun résultat n'est reproduit ici. Le modèle privilégié par les auteurs est la forme logarithmique de l'équation précédente.

2.1.9 Snowbarger & Kirk (1973)

Les auteurs s'intéressent ici à la progressivité et à la flexibilité inhérente de l'impôt fédéral américain sur le revenu. La mesure de progressivité utilisée correspond à l'élasticité-revenu et la flexibilité est définie comme étant la variation du niveau des taxes perçues en relation aux variations du niveau du revenu national. La spécification du modèle est:

$$(1) \quad t_i/p_i = a(y/p_i)^{b}$$

où
- t : taxes totales dans le palier d'imposition i.
- y : revenu total brut ajusté dans le palier d'imposition i.
- p : nombre de déclarations dans le palier d'imposition i.

---

27 Il est à ce sens incomplet car il néglige l'approche de Norman & Russell (1970).
28 Ceux-ci seront définis plus loin.
29 L'indice t a été supprimé.
30 Comme Mushkin & Lupo (1970).

... et b est la mesure de progressivité (et aussi l'élasticité-revenu). L'équation (1) peut être réexprimée pour obtenir l'impôt total dans le palier i.

(2) $t_i = a\, y^b_i\, p^c_i$ avec $b>1$ et $c=(1-b) < 0$

La valeur de c est négative car lorsque le revenu per capita diminue, le taux de taxation diminue lui aussi. De plus, le montant total des exemptions augmente si la baisse du revenu per capita vient de l'augmentation de p. Ces deux effets font diminuer le montant de taxes perçues. Les revenus totaux de taxation sont alors:

(3) $T = \sum t_i = a \sum y^b_i\ p^c_i$

À partir de la forme logarithmique de l'équation (2) on peut estimer la mesure de progressivité (b) qui doit être constante pour les périodes sans changements discrétionnaires[31]. Une régression est faite pour chaque année en utilisant des données en coupe transversale. Les résultats montrent des écarts-types (pour b et c) petits et les hypothèses nulles sont rejetées (les valeurs estimées de b et c sont disponibles au tableau synthèse présenté à la fin de ce chapitre). Ce modèle offre quelque chose de nouveau: l'estimation d'une élasticité par rapport au nombre de contribuables. Il ne peut cependant pas être utilisé pour la prévision.

2.1.10 Wasylenko (1975)

Wasylenko (1975) propose une alternative à la méthode de Harris pour simuler la structure fiscale de référence. En fait, la seule différence entre sa méthode et celle de Harris (1965) est d'établir le rapport entre le revenu imposable et le revenu total pour chaque tranche de revenu de l'année de référence choisie. L'utilisation de ces ratios pour simuler le revenu imposable par tranche de revenu des autres années de son échantillon constitue, à ses yeux, une meilleure hypothèse que celles de Harris (1965) sur le comportement des contribuables. Il raffine la méthode en pondérant les taux effectifs de revenu imposable par les parts relatives de "single" et "joint returns" de chaque tranche de revenu de chaque année. L'estimé de l'élasticité-revenu[32] s'obtient en trois étapes:

[31] Notez que les auteurs font l'hypothèse, sans le mentionner, que la distribution du revenu ne change pas.
[32] Les résultats sont donnés au tableau synthèse.

1- $\ln T = \alpha + e_t \ln TY$
2- $\ln TY = \alpha + e_b \ln Y$
3- $\eta_Y = e_t\, e_b$

2.1.11 Auten & Robb (1976)

Les auteurs reprochent aux études précédentes d'utiliser des modèles partiels (elles analysent les taxes séparément) et d'ignorer les relations techniques. À leur yeux, les modèles devraient permettre explicitement les interrelations entre les taxes. La solution avancée par Auten & Robb (1976) est l'utilisation d'un modèle général. L'estimation de leur modèle se fait par triple moindre carrés (3MC). Cette technique est à leur sens bien meilleure car elle utilise plus d'information et ne suppose pas que tous les termes d'erreurs ne sont pas corrélées entre eux. Les spécifications de leurs équations concernant l'impôt sur le revenu ne sont pas données ici car elles n'ajouteraient rien à la compréhension de leur modèle (il faudrait les reproduire toute), mais elles sont tout de même fournies au tableau synthèse de la fin du chapitre. Les grandes lignes de leur modèle sont les suivantes:

- Le secteur de la taxe de vente est traité en dollars constants.
- Les effets d'interdépendance entre les taxes sont pris en compte explicitement par une identité décomposant le revenu disponible.
- La fonction de consommation agrégé est basé sur le concept du revenu permanent.
- Le traitement de l'impôt sur le revenu ignore la distribution du revenu.

2.1.12 Greytak and Thursby (1979)

Greytak & Thursby (1979) soulignent que bien des études ont supposé une élasticité-revenu constante alors que les effets taux et base amène peut être la nécessité d'une spécification permettant une élasticité-revenu variable. Les effets base et taux se définissent comme suit:

Effet base: À mesure que le revenu des contribuables augmente, leur revenu imposable augmente au départ plus rapidement (en %) que leur revenu total à cause des exemptions et déductions. Ce phénomène s'atténue par la suite lorsque le revenu total d'un nombre grandissant de contribuables devient supérieur à leurs exemptions et déductions.

Effet taux: Avec une structure progressive de taux marginaux, les hausses du revenu des contribuables entraînent des plus grandes hausses (en %) des taxes car le taux effectif marginal (et moyen) augmente avec le revenu imposable. Ceci se produit jusqu'à ce que tous les contribuables soient taxés au taux marginal le plus élevé.

Ces effets existent bel et bien. Par contre, leur importance reste à être vérifiée empiriquement, ce qui constitue le coeur de l'article de Greytak & Thursby (1979). Ils tentent de déterminer avec quelle forme fonctionnelle les données sont le plus en accord. Ils estiment d'abord les paramètres optimaux d'une transformation Box-Cox[33] pour les variables T et Y, ce qui permet d'établir la relation suivante.

$$T_t^{\lambda} = \beta_0 + \beta_1 Y_t^{\gamma} + \varepsilon_t$$

Il s'agit alors de comparer les résultats de la dernière spécification avec les suivantes:

Relation linéaire: $T_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \varepsilon_t$
Relation log-linéaire: $\ln(T_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(Y_t) + \varepsilon_t$
Relation semi-log: $T_t = \beta_0 + \beta_1 \ln(Y_t) + \varepsilon_t$

Pour vérifier si la spécification obtenue en trouvant les paramètres optimaux[34] pour λ et γ est différente des spécifications linéaire, log-linéaire ou semi-log, on fait un test du ratio de vraisemblance. Pour l'essentiel, les tests effectués par les auteurs montrent qu'ils ne peuvent pas rejeter l'hypothèse d'une élasticité-revenu constante[35]. Dans notre cas, la période qui sera analysée s'étend de 1972 à 1994. Nul doute que l'élasticité-revenu a changé en 23 ans. Il n'y a pas d'intérêt à appliquer ce modèle, mais on retiendra les définitions des effets taux et bases.

2.1.13 Greytak & Thursby (1980)

Dans ce second article Greytak & Thursby (1980) indique la présence d'un nouvel effet: l'effet source. Sa signification est simple: les changements dans la composition[36] du revenu peuvent faire varier l'élasticité. Le modèle utilisé pour cette étude est le même que celui de leur article précédent. Les nouveaux estimés sont semblables aux précédents et les effets de base et de taux ne sont toujours pas significatifs, contrairement à l'effet source.

2.1.14 Hutton & Lambert (1980)

---

33 Cela consiste à calculer $T_t^{(\lambda)} = (T_t^{(\lambda)} - 1)/\lambda$, si $\lambda \neq 0$ et $T_t^{(\lambda)} = \ln(T_t)$, si $\lambda = 0$.
34 Deux méthodes d'estimation de λ et de γ sont fournies à l'annexe de l'article.
35 Les résultats numériques sont disponible au tableau synthèse.
36 Par 'composition' on entend ici: la part relative du revenu sujet à l'impôt dans le revenu total.

Dans leur article Hutton & Lambert (1980) présentent une formule exacte permettant d'obtenir l'élasticité-revenu de l'impôt sur le revenu des particuliers. Leur formule est applicable à tout régime comportant des exemptions et une tables de taux marginaux progressifs. La seule condition est de détenir une classification des contribuables et de leurs exemptions par leur taux marginal maximal d'imposition.

En supposant qu'il y a p paliers d'imposition ($0=\beta_0<\beta_1<...<\beta_p$) et p taux marginaux ($0<m_0<m_1<...<m_p$), Hutton & Lambert (1980) démontrent la formule suivante:

$$\eta_Y = 1+ \{\Sigma (m_j - m_{j-1})\, \beta_j\, N_j + \Sigma\, m_j\, A_j \} / T$$

où A_j : Déductions forfaitaires totales des individus taxés au taux marginal maximal m_j.
N_j : Nombre d'individus taxés au taux marginal m_j.
T : Impôt total sur le revenu.

Un grand avantage de cette méthode est que l'on a pas besoin d'une mesure du revenu. Elle est, en quelque sorte, pris en compte implicitement par la classification par taux marginal maximal d'imposition. Un autre avantage est qu'elle permet d'évaluer directement l'impact sur l'élasticité d'une variation des taux marginaux ou du niveau des exemptions forfaitaires.

2.1.15 Fries, Hutton & Lambert (1982)

Les auteurs confrontent ici les résultats obtenus par Tanzi (1969, 1976)[37] avec leur méthode exposée plus haut et offrent un raffinement à partir de leur formule, ils en arrivent à obtenir l'élasticité-base. Elle est donnée par:

$$\eta_B = 1+ \Sigma\Sigma\beta_j^k/T_i$$

À l'aide de la relation $\eta_Y = \eta_B\, \eta_T$, on obtient par division η_T. La formule de l'élasticité peut aussi être décomposée[38] de façon additive, mais ceci n'est pas d'intérêt pour l'instant.

2.1.16 Ram (1991)

[37] Les articles de Tanzi n'ont pas été traité car la présente revue contient déja un article plus récent qui reprnd sa méthodologie.

[38] Voir Fries, Hutton & Lambert (1982), équation (4) p. 148.

Dans cet article, Ram (1991) reprend la méthodologie de Tanzi qui utilise des données en coupe transversale (état par état pour une année donnée). Dans le but de tenir compte de l'influence de la distribution du revenu et de la variabilité de l'élasticité, il ajoute deux variables à la spécification utilisée par Tanzi. La première est une mesure de l'inégalité du revenu, en l'occurrence le coefficient de Gini, et la seconde est carré du logarithme du revenu du contribuable. Les données utilisées sont celle des recensements américains de 1949, 1959, 1969 et 1979. La spécification du modèle est la suivante :

(1) $\ln T_i = a + b \ln Y_i + c (\ln Y_i)2 + d\, INEQ_i + \varepsilon_i$ où i dénote l'état.

Deux autres formes sont testées. Une où le terme $(\ln Y_i)^2$ est éliminé et l'autre où $(\ln Y_i)^2$ et $INEQ_i$ sont éliminées. Les points suivants ressortent des résultats:

- la variable $INEQ_i$ est hautement significative (avec ou sans $(\ln Y_i)^2$). L'exclure fait diminuer les r^2, augmenter les écart-types des résidus et biaiser (vers le bas) l'estimé de l'élasticité-revenu (ce point avait été discuté par Fries, Hutton & Lambert (1982));
- les équations comprenant le terme $(\ln Y_i)^2$ donnent de moins bons résultats et indiquent que la version à élasticité constante est plus appropriée.

Ram (1991) compare ses résultats à ceux de Tanzi et de Fries, Hutton & Lambert (1982). Sa spécification avec $INEQ_i$ donne des résultats pratiquement identiques à ceux de Fries, Hutton & Lambert (1982) et semblables à ceux de Tanzi lorsque $INEQ_i$ est absente. Ceci l'amène à conclure qu'ajouter une mesure de la distribution du revenu à l'approche de Tanzi est une alternative à l'approche de Fries, Hutton & Lambert (1982).

2.1.17 Auerbach (1993)

Cet article ne traite pas de méthodologie de façon détaillée. Il s'agit plutôt de réflexions sur la pratique dans le domaine des finances publiques. La chose à retenir est que l'introduction des effets de feed-back est l'une des question les plus controversée dans les prévisions des revenus de taxation.

2.1.18 Gouveia & Strauss (1994)

Ce texte s'intéresse à la fonction effective fédérale de taxation du revenu des particuliers. Les auteurs utilisent des données en coupe transversale (échantillons annuels de contribuables). Pour estimer l'élasticité-revenu, ils utilisent leur équation estimée de la fonction effective et calculent deux impôts, T_1 et T_2. T_1 s'obtient avec la distribution initiale du revenu, et T_2 s'obtient avec la distribution initiale du revenu augmentée de 1%. L'élasticité est donnée par $(T_2 - T_1)/ T_1$. Il s'agit en fait d'une simulation par ordinateur.

2.2 ÉLÉMENTS À RETENIR

À la lumière de cette littérature, il est possible d'identifier les éléments à considérer dans la prévision et l'estimation de l'élasticité-revenu de l'IQRP. Toutefois, avant d'énumérer les variables et autres facteurs importants, il faut prendre conscience des faits suivants:

1- Aucune étude n'incorpore tous les éléments qui ont été traités dans cette littérature.
2- La majorité des études n'utilise qu'un seul modèle.

Ces faits ne dénoncent pas nécessairement des faiblesses dans les ouvrages précédents[39]. Plutôt ils indiquent subtilement que:

1- L'importance d'une variable donnée change d'un régime fiscal à l'autre, selon les caractéristiques qui lui sont propres. Par exemple, il n'y pas de raison de tenir compte de l'effet potentiel des taux d'imposition sur la valeur de l'élasticité-revenu s'il n'y a qu'un seul taux en vigueur.

2- Les particularités économiques de la juridiction étudiée peuvent rendre certaines influences inopérantes. Il n'y aurait pas lieu, dans l'éventualité, de considérer avec soin la distribution du revenu des contribuables s'il était distribué également pour chacun.

3- Les variables utilisées et la méthode employée dépend des buts visés. Comme il sera expliqué plus loin, le meilleur modèle pour la prévision ne donne pas nécessairement la meilleure mesure de l'élasticité-revenu.

En conséquences, ce qui pouvait être important pour certains(es) auteurs(es) peut très bien ne pas l'être dans le cas du Québec, et l'inverse est également vrai. Pour ces raisons, seuls les éléments importants dans le cadre de l'IQRP et des buts de la présente étude seront soulignés et reliés à la littérature lorsque cela sera possible.

---

[39] Bien sûr, plusieurs d'entre elles en ont.

2.2.1 Les changements discrétionnaires apportés à la structure de taxation

Tous les auteurs sont unanimes: lorsque l'on tente d'établir le lien statistique entre les revenus de taxation et le revenu personnel, il est essentiel de ne considérer que des données reflétant la même structure fiscale[40]. La façon de procéder, quant à elle, ne fait pas l'unanimité. Singer (1968) a suggéré l'utilisation de variables dichotomiques, mais ici, cette solution doit être rejetée. La quantité de changements survenus depuis 1972 est trop importante, ce qui entraînerait une surconsommation de degrés de liberté[41]. Certains[42] ont calculé des indices reflétant approximativement l'évolution de la base taxable. Il n'est pas surprenant que ces auteurs n'appliquaient pas cette méthode à l'impôt sur le revenu, les montants en jeux sont si importants qu'elle est trop imprécise pour être d'une quelconque utilité. Reste les méthodes de Harris et Wasylenko qui utilisent extensivement des ratios effectifs par tranche de revenu. Cela implique plusieurs hypothèses fortes, notamment une distribution du revenu constante et des niveaux d'exemptions indépendants du contexte socio-économique[43]. L'idéal est toujours de faire le moins d'hypothèses possibles et les ratios effectifs devraient constituer un dernier recours à utiliser avec soins.

La solution qui est choisie ici est d'utiliser le modèle d'uniformisation du MFQ. Ses résultats seront présentés et validés au prochain chapitre. L'annexe 3 traite plus à fond des calculs qu'il fait. Pour l'instant, disons qu'il simule une structure fiscale de référence sur la période 1972 à 1994 en utilisant les statistiques fiscales québécoises.

2.2.2 La distribution du revenu

Au Québec comme dans bien d'autres juridictions, l'impôt sur le revenu est caractérisé par des taux marginaux progressifs. Bien que le taux statutaire de taxation augmente avec le revenu, le niveau de plusieurs exemptions et crédits d'impôt diminue avec lui. De façon évidente, la distribution du revenu influence le niveau des taxes perçues, les rendements moyen et marginal de la taxe et, conséquemment, l'élasticité.

---

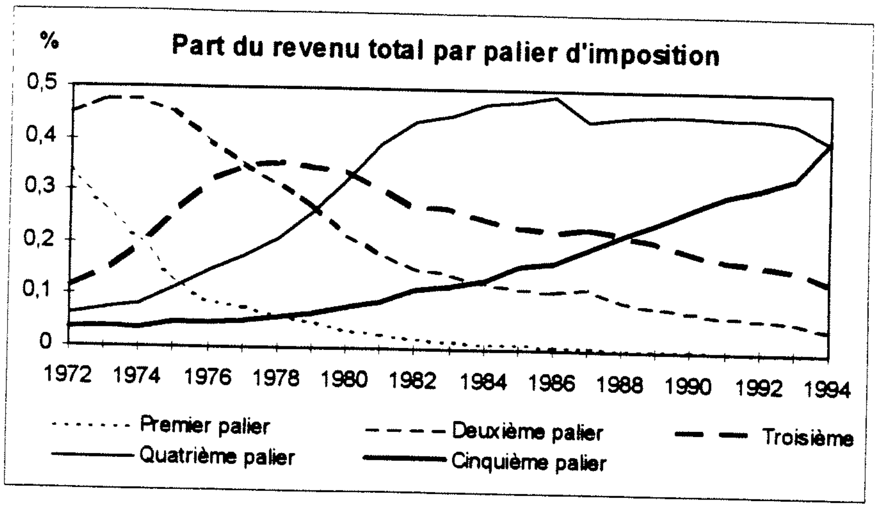
[40] Ce point est si important qu'un chapitre et une annexe entière y sont consacrés.

[41] Wasylenko (1975) en avait fait la remarque seulement sept ans après la publication de Singer (1968).

[42] Berney & Freriech (1973) de même que Mushkin & Lupo (1967).

[43] Au Québec, les contribuables de 65 ans et plus ont droit à un crédit d'impôt. L'utilisation d'un ratio effectif mènerait à un niveau relatif de ce crédit par tranche de revenu constant dans le temps. Or, la quantité relative de contribuables de 65 ans et plus par tranche de revenu a évidement changé depuis 1972.

Conséquemment, à cause des règles de taxation la distribution du revenu revêt beaucoup d'importance. Celle-ci devient de plus en plus grande dans la mesure où elle change. Or, sur une période de 23 ans, nul doute que la distribution du revenu des contribuable québécois a changé. Ce point est démontré au graphique ici-bas qui présente l'évolution de la part du revenu total dans chaque palier d'imposition de la table de 1994.



2.2.3 Les effets base et taux

Il est bon de rappeler ici la contribution de Berney & Frerichs (1973). Cette dernière stipule que le fait d'ajuster le niveau des taxes perçues pour les changements de taux et de base taxable n'annule aucunement les effets de taux et de base. Ceux-ci, tel que définis clairement par Greytak & Thursby (1979), existe bel et bien dès que l'on est en présence d'exemptions et de plus d'un taux marginal. La difficulté à les prendre en considération vient cependant de l'inégalité de la distribution du revenu. Ceci est évident: si tous les contribuables avaient le même revenu, tous les revenus imposables et les impôts à payer individuels augmenteraient au même rythme et ces effets seraient facilement pris en considération.

2.2.4 L'élasticité-revenu diminue dans le temps

À cause des effets de taux, de base et de l'évolution de la distribution du revenu, l'élasticité de l'IQRP par rapport au revenu des contribuables, pour une structure fiscale donnée, est appelée à diminuer avec l'augmentation (nominale) de leur revenu. Comme le revenu nominal augmente dans le temps, l'élasticité d'une structure fiscale précise devrait elle aussi diminuer avec le temps. Le modèle de prévision le plus adéquat devra donc posséder la particularité d'une élasticité variable. D'ailleurs, Groves & Khan (1958) avaient reconnu que les estimés constants servaient à comparer plutôt qu'à prévoir. De toutes les critiques faite dans cette littérature, c'est de loin celle de l'élasticité constante qui revient le plus souvent.

2.2.5 Les sources de la croissance nominale

Une hausse de 10% du revenu national nominal n'aura pas le même effet sur les revenus de taxation selon qu'elle provient d'une hausse des prix, de la production seulement ou à la fois de la production et de l'emploi. L'importance de ceci fait passablement l'unanimité dans la littérature. La suggestion de Wilford (1965) quant à l'utilisation du revenu per capita lorsqu'il est en croissance visait justement à prendre en considération ce facteur.

2.2.6 La composition du revenu agrégé.

On entend par composition du revenu agrégé, la part relative de chaque type de revenu dans le revenu total. Par exemple, si le revenu total augmente de 5 %, les impacts seront différents selon que la hausse provient d'une croissance de revenus taxables ou non-taxable. Dans le cas de la fiscalité québécoise, ce phénomène va plus loin. Le traitement fiscal peut différer beaucoup d'un type de revenu à l'autre. Par exemple, les revenus de dividendes sont majorés de 25% mais font l'objet d'un crédit d'impôt au taux de 8,87%; dans le cas des revenus de salaires et traitements, il n'y a pas de majoration, il y a plusieurs crédits associés qui ont un calcul très différent. La croissance relative de ces types de revenus influera sur les revenus de taxation. Greytak & Thursby (1980) ont été les premiers à avoir explicitement traité de ce facteur. Peut-être les auteurs précédents le sous-entendaient-ils en traitant des sources de la croissance nominale, mais ils ne parlaient que de croissance réelle vs nominale. Dans la présente étude, ce facteur sera particulièrement important.

2.2.7 L'interaction entre les taxes

Le fait d'analyser les taxes séparément a été souvent critiqué, et avec raison. Ce faisant, on ignore l'interaction entre les différentes taxes, mais c'est une critique à laquelle on n'échappera pas ici. C'est une idée bien intéressante mais difficilement traitable. Comme l'a affirmé Ring (1986), la meilleure méthode est probablement celle de (ou une similaire à) Auten & Robb

(1976). Cependant, un modèle d'équilibre général avec un secteur publique particulièrement bien développé dépasse largement le cadre de ce travail. Il est toutefois reconnu que l'importance de ce facteur devrait augmenter en même temps que le fardeau fiscal des contribuables, tel mesuré par le taux moyen global de taxation (toute taxe confondue). Puisque ce dernier est depuis toujours en croissance, ce facteur devrait devenir de plus en plus important.

2.3 TABLEAU SYNTHÈSE

Le tableau présenté aux pages suivantes synthétise la revue de littérature. Il est fourni afin de permettre une consultation rapide des méthodes et résultats utilisés par le passé. En aucun cas ce tableau (tout comme la revue de littérature d'ailleurs) se veut exhaustif; il ne fait que supporter la revue de littérature.

Auteurs(es), Année de parution	Éléments considérés et/ou mentionnés par les auteurs	Traitement des changements législatifs	Méthode d'estimation, type de données / Équation	Juridiction(s) étudiée(s), sur la période : η=Valeur des élasticités
Groves & Khan, 1952	-Source de la croissance nominale (production vs niveau des prix). -Distribution du revenu. -Variation de la base taxable p/r au revenu (effet de base). -Variation du taux moyen de taxation p/r au revenu (effet de taux).	Les auteurs ont choisit des années exemptes de changements importants.[1]	OLS, données annuelles / $L(R) = \alpha + \eta_Y L(Y) + \varepsilon$	Indiana, 1934-49 : $\eta_Y = 1{,}41$ Maryland, 1942-49 : $\eta_Y = 1{,}54$ Wisconsin, 1936-50 : $\eta_Y = 1{,}75$ Caroline du Nord, 1938-49 : $\eta_Y = 1{,}81$
Wilford, 1965	-Il faut utiliser le revenu per capita dans l'analyse si celui-ci varie passablement. -Les taux de taxation doivent apparaître explicitement dans le modèle (effet taux).	ne s'applique pas	OLS, données annuelles / $L(R) = \alpha + \eta_Y L(Y) + \eta_T L(T) + \varepsilon$	Texas : ne s'applique pas
Ray, 1966	-La population joue un rôle important. -Les changements de définition de la base taxable ont plus d'impact que ceux des taux.	ne s'applique pas	L'auteur ne spécifie pas la méthode qu'il privilégie. On peut deviner que c'est celle de Groves & Khan (1952).	Texas : ne s'applique pas
Mushkin & Lupo, 1967	-Effet de la base taxable. -Effet des taux d'imposition. -On peut utiliser le revenu per capita ou le revenu agrégé.	Simulation de la structure de 1965 Par la méthode de Harris.	OLS, données annuelles / $L(B) = \alpha + \eta_B L(Y) + \varepsilon$ $L(R) = \alpha + \eta_T L(B) + \varepsilon$	50 états américains et le 'District of Columbus', 1952-61 : Les estimés ne sont pas présentés.
Legler & Shapiro, 1968	-Rôle de la population. -Taux de taxation. -Interdépendance entre les taxes.	n.s'.p.	OLS, données annuelles / $L(R) = \alpha + \eta_y L(y) + \eta_N L(N) + \Sigma\eta_{r_{1i}} L(r_{1i})$ $+ \Sigma\eta r_{2i} L(r_{2j}) + \varepsilon$	(toujours pour la période 1945-64) Californie : η_{r11} =-0,1676 et η_Y =2,1026 Colorado : η_{r11} = 0,2977 et η_Y =0,5622 Iowa : η_{r11} = 0,4153 et η_Y =0,4154 Maryland : η_{r11} = 0,4958 et η_Y =0,8121

[1] Quelques ajustements ont été apportés pour tenir compte de changements mineurs dans les taux de taxation, mais les auteurs ne spécifie pas comment.

Auteurs(es), Année de parution	Éléments considérés et/ou mentionnés par les auteurs	Traitement des changements législatifs	Méthode d'estimation, type de données / Équation	Juridiction(s) étudiée(s), sur la période : η=Valeur des élasticités
(suite de Legler & Spapiro, 1968)	-Effets des taxes sur les prix relatifs.			Les autres états étudiés n'ont pas d'impôt sur le revenu. Il faut noter que ce sont les élasticités de l'ensemble des revenus de taxation p/r à T et Y.
Singer, 1968	-Il est essentiel de consider les changements de définitions apportés aux règles de taxation.	Uilisation de variables dichotomiques.	OLS, données annuelles / $L(R) = \alpha + \eta_Y L(Y) + \Sigma\beta_i D_i + \varepsilon$	Arkansas, 1951-64 : $\eta_Y = 1{,}9$ Delaware, 1953-63 : $\eta_Y = 1{,}5$ Georgie, 1950-64 : $\eta_Y = 1{,}9$ Iowa, 1951-63 : $\eta_Y = 2{,}2$ Minnesota, 1947-60 : $\eta_Y = 1{,}6$ Wisconsin, 1950-60 : $\eta_Y = 1{,}4$
Norman & Russell, 1970	-Changements futurs des taux de taxation. -Distribution du revenu.	Seuls les changements de taux sont considérés.	OLS, données annuelles / Le modèle est composé de 6 équations, et deux sont stochastiques: $w_i = \alpha_i + \beta_i Y + \gamma_i E + \varepsilon_i$ (Ici, i = 1 à 11, ce qui fait en réalité 11 équations) $B = \alpha + \phi Y + \Theta E + \varepsilon$ La valeur de l'élasticité est donnée par la formule: $\eta_Y = (Y \bullet B/T)\ \Sigma\ \beta_i Y r_i + \phi\ (Y \bullet r/T)$ r_i : Taux marginal de taxation, palier i. r_i : Taux moyen de taxation. E : Niveau du total des exemptions. w_i : Part du revenu imposable (B) dans le palier i.	Hawaï, 1959 -65 : $\eta_Y = 1{,}7$ pour 1959-65 $\eta_Y = 1{,}8$ pour 1966-68
Berney & Frerichs, 1973	- effet des taux - effet de la base - uniformisation - le fait d'uniformiser n'annule pas les effets taux et base.	ne s'applique pas	OLS, données annuelles / Plusieurs modèles ont été utilisés. Celui retenu est: $L(T) = \alpha + \eta_Y L(Y) + \eta_T L(R) + \eta_B L(B) + \varepsilon$	Washington : ne s'applique pas
Snowbarger & Kirk, 1973	- comportement déclaratif du contribuable - il y a une élasticité par rapport au nombre de contribuables	Struture réelle.	OLS, données en coupe transversale (9 tranches de revenu) / $L(T) = \alpha + \eta_Y L(Y) + \eta_p L(p) + \varepsilon$ p=nombre de contribuables.	Impôt fédéral américain, 1954-69 : 1954: $\eta_Y = 1{,}290$ 1955: $\eta_Y = 1{,}286$ 1956: $\eta_Y = 1{,}290$ 1957: $\eta_Y = 1{,}290$ 1958: $\eta_Y = 1{,}298$ 1959: $\eta_Y = 1{,}299$

Auteurs(es), Année de parution	Éléments considérés et/ou mentionnés par les auteurs	Traitement des changements législatifs	Méthode d'estimation, type de données / Équation	Juridiction(s) étudiée(s), sur la période : η=Valeur des élasticités
(suite de Snowbarger & Kirk, 1973)				1960: η_Y = 1,294 1961: η_Y = 1,297 1962: η_Y = 1,294 1963: η_Y = 1,290 1964: η_Y = 1,409 1965: η_Y = 1,419 1966: η_Y = 1,421 1967: η_Y = 1,419 1968: η_Y = 1,416 1969: η_Y = 1,419
Wasylenko, 1975	- méthode d'uniformisation	Structure de base:1971 Utilisation de ratios effectifs pour déterminer le revenu imposable et l'impôt à payer par tranche de revenu.	OLS, données annuelles / $L(B) = \alpha + \eta_B L(Y) + \varepsilon$ $L(T) = \alpha + \eta_T L(B) + \varepsilon$ $\eta_Y = \eta_T \bullet \eta_B$	New York, données annuelles 1959-70 : η_B = 1,138 η_T = 1,226 η_Y = 1,395
Auten & Robb, 1976	- interactions entre les taxes. - tenir compte des relations techniques.	Rien n'est dit à ce sujet.	3MC, données annuelles / Modèle général. L'équation de l'impôt sur le revenu est : $L(T) = \alpha + \varphi L(B) + \beta L(R_{max}) + \gamma L((R_{max} - R_{moy})/R_{moy}) + \varepsilon$ ...et B est déterminé à partir de revenu personnel.	Missouri, 1952-73 : 1952: η_Y = 2,96 1953: η_Y = 3,27 1954: η_Y = 3,22 1955: η_Y = 2,88 1956: η_Y = 2,79 1957: η_Y = 2,75 1958: η_Y = 2,66 1959: η_Y = 2,45 1960: η_Y = 2,45 1961: η_Y = 2,52 1962: η_Y = 2,37 1963: η_Y = 2,31 1964: η_Y = 2,25 1965: η_Y = 2,10 1966: η_Y = 2,03 1967: η_Y = 1,97 1968: η_Y = 1,94 1969: η_Y = 1,88 1970: η_Y = 1,90 1971: η_Y = 1,90 1972: η_Y = 1,85 1973: η_Y = 1,78
Greytak & Thursby, 1979	- choix d'une forme fonctionnelle à élasticité constante ou variable. - effet taux - effet base	Même uniformisation que Wasylenko (1975)	OLS, données annuelles / $B^\gamma = \alpha + \beta Y^\lambda + \varepsilon$ $T^\gamma = \alpha + \beta B^\lambda + \varepsilon$ $T^\gamma = \alpha + \beta Y^\lambda + \varepsilon$	New York, 1959-73 : η_T = 1,249 η_B = 1,043 η_Y = 1,301
Greytak & Thursby, 1979 et 1980	- choix d'une forme fonctionnelle à élasticité constante ou variable. - effet taux - effet base	Même uniformisation que Wasylenko (1975)	OLS, données annuelles / $B^\gamma = \alpha + \beta Y^\lambda + \varepsilon$ $T^\gamma = \alpha + \beta B^\lambda + \varepsilon$	New York, 1959-73 : η_Y = 1,4049 (avec effet source) Maryland, 1959-73 :

Auteurs(es), Année de parution	Éléments considérés et/ou mentionnés par les auteurs	Traitement des changements législatifs	Méthode d'estimation, type de données / Équation	Juridiction(s) étudiée(s), sur la période : η=Valeur des élasticités
(suite de Greytak & Thursby, 1979 et 1980)	- effet source		$T^{r} = \alpha + \beta Y^{\lambda} + \varepsilon$	η_Y = 1,1612 (sans effet source) η_Y = 1,1253 (avec effet source)
Hutton & Lambert, 1980	- développe une formule exacte.	Structure réelle.	Formule exacte, statistiques fiscales classées par taux marginal maximal de taxation / $\eta_Y = 1+\{\sum(m_j - m_{j-1})\beta_j N_j + \sum m_j A_j\}/T$ A_j :Déductions forfaitaires totales des individus taxés au taux marginal maximal m_j. N_j :Nombre d'individus taxés au taux marginal m_j. T :Impôt total.	Grande Bretagne, 1973-77: 1973: η_Y = 1,91 1974: η_Y = 1,80 1975: η_Y = 1,72 1976: η_Y = 1,73 1977: η_Y = 1,83
Ram, 1991	- l'élasticité est variable. - impact de la distribution du revenu.	Structure réelle.	OLS, données en coupe transversale (48 états) / Trois formes ont été testées. La meilleure est: $L(T) = \alpha + \eta_Y L(Y) + d\ (INEQ) + \varepsilon$ INEQ = coefficient de Gini.	Impôt fédéral américain, 1949, 1959, 1969, 1979 et 1981 à 1987: 1949: η_Y = 1,648 1959: η_Y = 1,641 1969: η_Y = 1,547 1979: η_Y = 1,609 1981: η_Y = 1,424 1982: η_Y = 1,335 1983: η_Y = 1,304 1984: η_Y = 1,314 1985: η_Y = 1,297 1986: η_Y = 1,325 1987: η_Y = 1,336
Gouveïa & Strauss, 1994	- fonction de taxation effective vs statutaire. - distribution du revenu.	Structure réelle.	Simulation, fichiers de micro données (échantillons avec poids) / $\eta_Y = (T_2-T_1)/T_1$	Impôt fédéral américain, 1979-88: 1979: η_Y = 1,533 1980: η_Y = 1,515 1981: η_Y = 1,447 1982: η_Y = 1,430 1983: η_Y = 1,403 1984: η_Y = 1,412 1985: η_Y = 1,394 1986: η_Y = 1,349 1987: η_Y = 1,416 1988: η_Y = 1,357 1989: η_Y = 1,349

CHAPITRE 3 - LES CHANGEMENTS LÉGISLATIFS

3.0 UNIFORMISATION DE LA SÉRIE D'IMPÔT

L'uniformisation de la série *d'impôt à payer* est une étape cruciale dans la prévision de l'IQRP; les changements discrétionnaires apportés à la loi de l'impôt sur le revenu au fil des années sont nombreux et ils ont des impacts notables. En conséquences, il existe une structure fiscale bien précise correspondant à chaque année d'imposition, ainsi qu'une relation particulière avec le revenu personnel. Avant de pouvoir appliquer un modèle de prévision, quel qu'il soit, la série d'impôt doit être épurée de manière à ne refléter qu'une seule structure d'imposition, constante dans le temps. Ce faisant, on «uniformise» la série d'impôt. Pour la présente étude, on dispose d'un modèle fort complet qui estime de façon précise une série d'impôt uniforme allant sur la période 1972 à 1994. Il s'agit du Modèle d'Uniformisation utilisé au MFQ.

Au début du mois d'août 1995, ce modèle était désuet. Il ne couvrait que la période 1972 à 1986 et ne pouvait simuler de structure d'imposition plus récente que celle de 1984. Dans le cadre de mon travail au MFQ, j'ai (Stéphane Comeau) mis à jour ce modèle. La période historique a été prolongée sur huit années (1987 à 1994), de nombreuses variables ont été ajoutées à celles qui existaient déja, quelques corrections ont même été apportées à l'ancienne base de données, et il est maintenant possible d'estimer six structures d'imposition différentes, soit celles de 1990 à 1995[44]. Pour la présente étude, seule la structure de 1994 est utilisée, mais il est bon de savoir que d'autres structures sont utilisables et ont été modélisées pour usage au sein du MFQ[45].

Il faut tout de suite préciser que ces structures ne sont pas exactement ce qu'elles sont dans la déclaration d'impôt. Certaines déductions ont du être exclues de la structure d'uniformisation car elles nécessitaient trop d'information qui n'était malheureusement pas disponible. Les détails concernant les calculs d'uniformisation sont donnés à l'annexe 1. Les prochaines sections aborderont le fonctionnement global du modèle, l'amélioration de la méthode pour calculer l'impôt, la présentation et la validation des résultats.

---

[44] Ce qui implique entre autre l'intégration de la réforme fiscale de 1998.

[45] Cet intérêt commun est en partie à l'origine de la coopération du ministère à ce rapport de recherche.

3.1 Fonctionnement du modèle d'uniformisation

Le modèle d'uniformisation est nettement plus élaboré que tout autre méthode à laquelle réfère la littérature (Harris (1965), Singer (1968) et Wasylenko (1975)). Ces techniques comportent plusieurs faiblesses. Celle de Groves & Khan (1958)[46] est carrément négligente, celle de Harris font des hypothèses trop fortes et celle de Singer (1968) consomme trop de degrés de liberté.

La plupart de ces méthodes étaient fonction des statistiques disponibles aux auteurs. Dans notre cas, nous disposons de presque toutes les statistiques fiscales détaillées par tranche de revenu total pour les contribuables imposables de 1972 à 1994. Ceci permet une approche beaucoup plus méticuleuse qui utilise plus d'information et des hypothèses moins restrictives.

Il serait possible de dégager la liste exhaustive de tous les changements apportés à la loi de l'impôt depuis 1972. On pourrait alors déterminer la totalité des modifications à apporter aux revenus imposables et des crédits d'impôt à simuler pour chacune de ces années. Toutefois, leur nombre serait trop grand et beaucoup d'entre elles n'auraient pratiquement aucun impact; le jeu n'en vaudrait pas la chandelle. Seule les plus importantes sont traitées par le modèle. En voici la liste:

<u>Mesures prises en compte par l'uniformisation</u>:

Mesure 1 - Crédit personnel de base
Mesure 2 - Crédit d'impôt de personne mariée
Mesure 3 - Exemption d'équivalent de personne mariée
Mesure 4 - Crédit d'impôt pour membre d'un ordre religieux
Mesure 5 - Crédit d'impôt en raison de l'âge
Mesure 6 - Crédit d'impôt pour personne invalide
Mesure 7 - Exemption pour enfants à charge et autres personnes à charge
Mesure 8 - Abolition de la déduction uniforme de 100 $
Mesure 9 - Déduction pour emploi (déduction générale)
Mesure 10 - Déduction pour revenus d'intérêts et dividendes
Mesure 11 - Déduction pour frais de garde d'enfants
Mesure 12 - Crédit d'impôt pour revenus de retraite
Mesure 13 - Déduction relative à l'épargne-logement
Mesure 14 - Déduction pour contribution à un RPA, à un RÉER et transfert à un RÉER, RPA ou FER
Mesure 15 - Montants transférables entre conjoints
Mesure 16 - Dépenses reliées à l'emploi
Mesure 17 - Revenus de dividendes imposables
Mesure 18 - Déduction pour contribution à l'assurance-chômage
Mesure 19 - Déduction pour contribution au RRQ

---
[46] Exclure les années où il y a eu des changements.

Mesure 20 - Régime fiscal à l'égard des gains en capital
Mesure 21 - Imposition des allocations familiales fédérales
Mesure 22 - Déductions exclues de la structure d'uniformisation
Mesure 23 - Déduction pour investissements stratégiques pour l'économie
Mesure 24 - Déduction pour résident de régions éloignées
Mesure 25 - Déduction pour remboursement de programmes sociaux fédéraux
Mesure 26 - Déduction pour abris fiscaux
Mesure 27 - Crédit d'impôt pour personne vivant seule
Mesure 28 - Crédit d'impôt pour dividendes
Mesure 29 - Crédits pour dons de charité ou au gouvernement.
Mesure 30 - Crédit d'impôt pour frais médicaux.

Les déductions et crédits d'impôt qui sont exclus de la structure d'uniformisation correspondent aux mesures 7, 11, 16 et 22 à 26[47]. L'impact de ces dépenses fiscales est pris en compte à l'extérieur du modèle d'uniformisation. Il est estimable à l'aide des échantillons SAFARI[48] et lors d'une prévision, doit être ajoutée à celle-ci. Dans l'ensemble, le modèle d'uniformisation fonctionne de la façon suivante:

1- Pour chaque mesure, l'impact sur le revenu imposable observé est calculé pour chaque année et pour chaque tranche de revenu. Le calcul de ces impacts tient compte du fait qu'ils seront soustrait du revenu imposable (ce n'est là qu'une convention). Lorsqu'il y a lieu, un crédit d'impôt est aussi simulé pour chaque année et chaque tranche de revenu. La somme des modifications au revenu imposable est calculée, de même que la somme des crédits d'impôt.

2- À partir des résultats précédent, l'impôt à structure uniforme est calculé par tranche de revenu pour chaque année. En sommant les tranches de revenus d'une année donnée, on obtient l'impôt total.

Le calcul de l'impôt à payer a été grandement amélioré par la mise à jour du modèle d'uniformisation et mérite que l'on s'y attarde plus longuement.

3.2 Application des tables d'imposition

Il y a plusieurs façon de calculer un impôt à partir d'un revenu imposable subdivisé en tranches de revenu. La méthode employée par le MFQ par le passé consistait à prendre le revenu imposable moyen par tranche de revenu et de calculer l'impôt comme s'il s'agissait d'un seul

---

[47] D'autres crédits et ajustements d'impôt sont exclus de la structure mais n'apparaissent pas ici. Ils correspondent à toutes les lignes des déclarations d'impôt apparaissant :

1- Après l'impôt sur le revenu imposable et avant l'impôt à payer, avant 1988; à l'exception du crédit d'impôt pour dividendes.

2- Après l'impôt net des crédits d'impôt personnels et avant l'impôt à payer, à partir de 1988; à l'exception du crédit d'impôt pour dividendes.

[48] Ceux-ci seront décrits plus loin.

contribuable, représentatif de sa tranche de revenu. Plus il y a de tranches de revenu, plus il y aura de contribuables représentatifs et plus le calcul sera précis. C'est aussi de cette manière que procédaient Norman & Russell (1970). Cependant, lorsqu'il y a des crédits d'impôt et que l'on diminue le nombre de tranches de revenu, cette méthode peut devenir très imprécise. Une remarque similaire concernant le nombre de tranches de revenu avait été faite par Norman & Russell (1970). Ils ajoutaient même qu'il existait probablement une méthode alternative plus précise (ils disposaient de 17 tranches de revenu à répartir dans 11 paliers d'imposition), mais dont les gains en précisions ne valaient probablement pas les efforts de recherche.

Le présent essai propose une méthode inédite qui donne d'excellents résultats avec seulement 11 ou 12 tranches de revenu et 5 paliers d'imposition. Cette approche originale est utilisée dans tous les calculs d'impôt[49] du présent travail et a aussi été implantée dans le Modèle d'Uniformisation du MFQ[50]. Il s'agit d'une approche géométrique rendue possible par quelques hypothèses clés. La seule difficulté se situe au niveau de la programmation; tout le reste est très simple.

Le problème du calcul de l'impôt à partir de données en tranches de revenu est essentiellement le suivant. Pour chaque tranche de revenu, on dispose du nombre de contribuables, des limites inférieures et supérieures de ces tranches ainsi que le revenu total à l'intérieur de la tranche. Il existe trois points par lesquels la *vraie courbe* de distribution passe assurément[51], les points A, B et C. Ceux-ci sont représenté au graphique 1. La courbe R_0 est un exemple de distribution possible. Pour en faire l'approximation, il suffit de relier linéairement les points A, B et C. Toutes les coordonnées sont connues à l'exception de Q*. Sa valeur est facilement calculable puisque l'on connaît l'aire totale sous la courbe. Il suffit d'appliquer de simples calculs d'aires de triangles et de rectangles. Nul doute que l'estimation est meilleure avec cette méthode qu'avec celle de la moyenne par tranche de revenu.

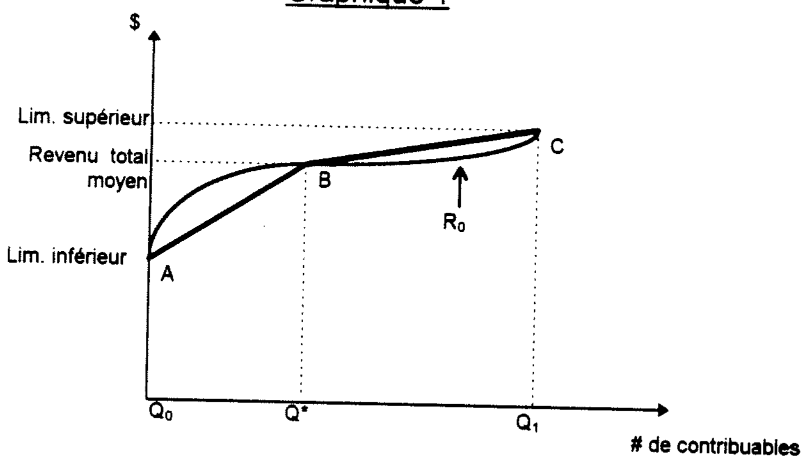
Après avoir estimé ainsi la distribution du revenu total, il faut trouver celle du revenu imposable. Pour l'obtenir, il faut poser l'hypothèse que tous les contribuables de cette tranche de revenu ont les mêmes déductions. Celle-ci est moins dommageable que celle voulant que ce soit le

---

[49] Sauf lorsque les échatillons SAFARI sont utilisés.
[50] Lors de sa mise à jour.
[51] À l'exception de la dernière tranche de revenu.

revenu total ou le revenu imposable qui soit le même pour tous les contribuables[52]. De plus, elle permet à Q^* et Q_1 de demeurer fixes et aussi de déterminer les valeurs des limites supérieures et inférieures de la tranche de **revenu imposable** qui, utilisées avec le revenu imposable moyen, génèrent les deux droites servant à estimer la distribution du revenu imposable. Les limites inférieures et supérieures des tranches **de revenu imposable** s'obtiennent en multipliant les limites des tranches **de revenu total** par le rapport du revenu imposable moyen sur le revenu total moyen.

Graphique 1



Une fois que les coordonnées de la distribution du revenu imposable sont connues, il reste à distribuer les contribuables et leur revenu imposable à l'intérieur des paliers d'imposition pour chaque tranche de revenu. Encore ici, on utilise de simples calculs d'aires et de pentes. On peut ensuite aisément déterminer l'impôt sur le revenu imposable et soustraire les crédits d'impôt (en supposant toujours que ceux-ci sont les mêmes pour tous les contribuables d'une même tranche de revenu). Le cas de la plus haute tranche de revenu est réglé en supposant que tous ces contribuables sont dans le dernier palier d'imposition. La procédure complète comprend les étapes suivantes pour chaque année et chaque tranche de revenu:

1- Déterminer Q^*.
2- Déterminer les coordonnées de la distribution du revenu imposable.
3- Déterminer l'intersection de chaque palier avec la distribution construite en 2 ainsi que l'abscisse correspondante.
4- Calculer le revenu imposable par palier d'imposition.
5- Calculer l'impôt sur le revenu imposable correspondant.

[52] L'hypothèse que les déductions totales sont les mêmes pour tous les contribuables de la tranche de revenu est moins coûteuse que celle voulant que ce soit le revenu total qui soit le même, simplement parce que les déductions sont moins élevées que le revenu total. Les erreurs d'approximation sont faites sur des nombre moins grands.

6- Soustraire les crédits d'impôt.
7- Sommer le résultat par palier d'imposition pour chaque tranche de revenu.

Pour comparer les méthodes, l'exercice a été fait de calculer l'impôt sur le revenu imposable net des crédits d'impôt personnels selon la méthode de la moyenne et celle exposée ci-haut, et de les comparer au total observé dans les statistiques fiscales (pour les contribuables imposables seulement). Les résultats sont reportés au tableau qui suit. On y voit que la méthode suggérée donne en moyenne de meilleurs résultats, surtout lorsqu'il y a peu de tranches de revenu[53].

Calcul de l'impôt sur le revenu imposable et de l'impôt net des crédits d'impôt personnels
en milliers de $

	Impôt sur le revenu imposable						Impôt net des crédits d'impôt					
	Observé	Méthode 1	Méthode 2	Écart M1	Écart M2	M2/M1	Observé	Méthode 1	Méthode 2	Écart M1	Écart M2	M2/M1
1972	1 311 500	1 319 009	1 319 831	-7 509	-8 331	1,110						1,125
1973	1 570 200	1 599 697	1 600 805	-29 497	-30 605	1,038						1,045
1974	1 893 300	1 931 502	1 932 640	-38 202	-39 340	1,030						1,033
1975	2 070 100	2 095 571	2 096 732	-25 471	-26 632	1,046						1,054
1976	2 714 900	2 753 204	2 754 708	-38 304	-39 808	1,039						1,048
1977	3 181 800	3 216 620	3 218 319	-34 820	-36 519	1,049						1,059
1978	3 779 500	3 862 168	3 865 376	-82 668	-85 876	1,039						1,037
1979	4 390 800	4 500 502	4 500 945	-109 702	-110 145	1,004						1,003
1980	4 993 100	5 126 717	5 126 960	-133 617	-133 860	1,002						1,001
1981	5 702 600	5 853 281	5 853 751	-150 681	-151 151	1,003						1,001
1982	6 493 228	6 462 425	6 463 309	30 803	29 919	0,971						0,985
1983	6 534 638	6 519 098	6 520 803	15 540	13 835	0,890						0,923
1984	7 218 714	7 131 732	7 133 888	86 982	84 826	0,975						0,981
1985	7 973 171	7 899 334	7 901 823	73 837	71 348	0,966						0,975
1986	8 125 430	8 284 437	8 284 811	-159 007	-159 381	1,002						1,001
1987	9 144 838	9 210 945	9 219 206	-66 107	-74 368	1,125						1,062
1988	14 257 356	14 229 631	14 248 133	27 725	9 223	0,333	9 874 959	9 830 663	9 860 201	44 296	14 758	0,333
1989	14 988 002	14 968 982	14 982 422	19 020	5 580	0,293	10 518 275	10 497 598	10 517 987	20 677	288	0,014
1990	16 237 630	16 220 412	16 233 987	17 218	3 643	0,212	11 648 485	11 629 600	11 650 233	18 885	-1 748	-0,093
1991	16 719 076	16 700 651	16 715 398	18 425	3 678	0,200	11 933 673	11 913 527	11 934 486	20 146	-813	-0,040
1992	16 774 846	16 754 853	16 770 425	19 993	4 421	0,221	11 859 363	11 838 286	11 858 770	21 077	593	0,028
1993	18 078 165	18 063 409	18 076 234	14 756	1 931	0,131	12 348 874	12 331 515	12 350 255	17 359	-1 381	-0,080
Moyenne				**-25 068**	**-30 346**	**0,804**				**23 740**	**1 949**	**0,750**

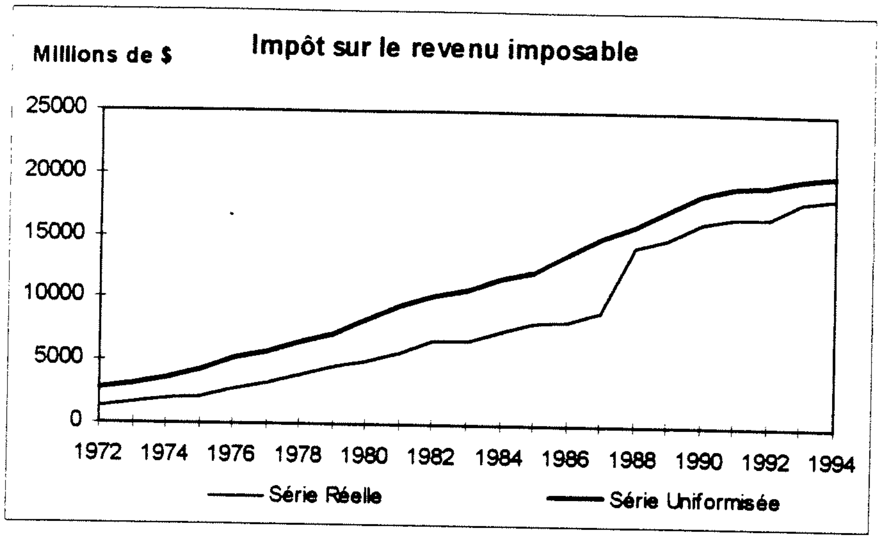
Méthode 1: Avec le revenu imposable moyen par tranche de revenu
Méthode 2: Avec approche géométrique proposée.

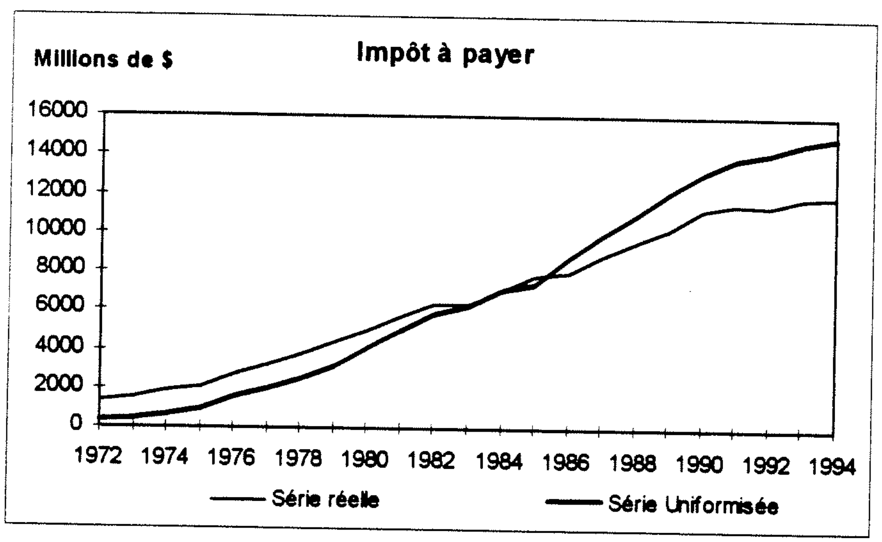
3.3 Résultats de l'uniformisation

Le modèle d'uniformisation simule 6 structures différentes mais une seule n'est d'intérêt ici, celle de 1994. Les premier graphique de la page suivante montre deux séries d'impôt sur le revenu imposable, l'une représente la structure réelle de chaque année (l'impôt sur le revenu imposable total présenté dans les statistiques fiscales, c'est la première série du tableau

[53] Comme c'est le cas à partir de 1987, années à partir de laquelle on ne dispose que de 11 tranches de revenu.

précédent) et l'autre représente la structure d'uniformisation de 1994. Le second compare les même types de séries, mais au niveau de l'impôt à payer. Dans les deux cas, les résultats de l'uniformisation sont tangibles. Les courbes représentant la structure d'uniformisation de 1994 diffèrent de celles représentant la structure réelle sur les points suivants: la tendance (pente) générale est différente, elles se situent à un niveau différent et elles sont plus régulières.





3.4 Validation du modèle d'uniformisation

L'idée principale de cette section est de pouvoir expliquer et décomposer les écarts entre les séries réelles et les séries à structure uniforme, qu'il s'agisse de l'impôt à payer, du revenu imposable, des crédits d'impôt personnels, etc.. Dans la mesure où les écarts inexpliqués sont faibles, il y aura lieu de conclure à l'efficacité du modèle d'uniformisation. La validation est faite en réconciliant la série réelle et la série uniforme[54]. On peut faire ceci en partant de la série réelle pour en arriver à la série uniforme ou vice versa. Dans le cas présent, la première option a été retenue. Dans chaque section, le procédé suivant est appliqué :

1- *On part de la série réelle utilisée par le modèle d'uniformisation*[55].

2- *On ajoute l'impact des exclusions au modèle calculé à partir du modèle d'uniformisation en utilisant les tables d'imposition des années courantes*[56]. Le modèle d'uniformisation est l'outil à utiliser pour calculer cet impact parce que les calculs à faire sont mécaniques, voir exacts. Il ne s'agit aucunement d'une estimation.

3- *On ajoute l'impact des mesures uniformisables estimé à partir des fichiers SAFARI.* C'est ici, en quelque sorte, que la validation est vraiment faite. Ces échantillons constituent l'outil idéal pour estimer de tels impacts car ils sont très détaillés[57] et les calculs sont fait contribuable par contribuable, contrairement au modèle d'uniformisation qui utilise un contribuable virtuel représentatif de sa tranche de revenu.

4- *Après les trois premières étapes, on obtient alors une série uniforme dont l'uniformisation a été faite avec les fichiers SAFARI et qui est, théoriquement, irréprochable.*

5- *On compare finalement la série uniformisée avec SAFARI et la série uniformisée avec le modèle d'uniformisation.* La différence entre les deux constitue «l'écart inexplicable» présenté dans le tableau. Idéalement, il devrait être nul.

Le tableau de validation présenté aux pages suivantes effectue ces étapes dans le cas du revenu imposable, de l'impôt sur le revenu imposable, des crédits d'impôt et de l'impôt à payer. Seules les années 87 à 94 sont présentes car ce sont les seules pour lesquelles on dispose de fichiers SAFARI. Les lignes ombragées indiques les écarts inexplicables entre les série à structure réelle et les séries à structure uniforme. Aucun écart n'atteint le seuil de 1%. On peut

---

[54] Il s'agit de la structure de 1994 pour laquelle la mesure 14 n'a pas été appliquée. Celle-ci utilise (prudemment) un ratio effectif et SAFARI, dans ce cas précis, ne permet pas de tester l'uniformisation.

[55] On n'utilise pas les montants publiés dans les statistiques fiscales, puisqu'il existe des écarts entre ceux-ci et nos sources disponibles par tranche de revenu en 1987 et 1988. Comme ce sont les mesures d'uniformisation que l'on cherche à valider, la logique veut que l'on prenne le même point de départ que le modèle.

[56] L'utilisation des tables de l'année de base serait absurde puisqu'on uniformise aucunement ces exemptions, on suppose simplement qu'elle n'existe pas.

[57] Les valeurs de la totalité (ou presque) des lignes de la déclaration d'impôt sont disponibles pour plus de 200 000 contribuables.

conclure que le processus d'uniformisation est valable (depuis 1987 au moins) et que la série synthétique d'impôt à payer dont on dispose ne contient que des erreurs de mesure mineures.

Validation détaillée du modèle d'Uniformisation
Structure de base: 1994
(en milliers de $)

Revenu imposable	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994
1 Revenu imposable à structure réelle	44 469 335	70 825 697	76 249 800	82 023 648	84 120 212	84 188 146	89 938 608	91 116 012
2 Impact des exemptions et déductions exclues de la structure	4 105 510	1 337 688	1 416 522	1 356 576	1 383 027	1 452 517	1 327 056	751 979
3 Impact de l'uniformisation calculé dans SAFARI	24 932 280	5 406 121	5 482 095	5 437 104	5 745 750	6 137 533	1 826 167	1 917 067
4 Revenu imposable à structure constante - SAFARI	73 507 125	77 569 506	83 148 417	88 817 328	91 248 989	91 778 196	93 091 831	93 785 058
5 Revenu imposable à structure constante - Modèle d'Uniformisation	73 135 658	77 130 162	82 774 699	88 461 052	90 790 442	91 364 360	93 244 518	93 721 271
6 Écart inexpliqué	371 467	439 344	373 718	356 278	458 547	413 836	-152 687	63 787
en %	0,51	0,57	0,45	0,40	0,50	0,45	-0,16	0,07

Impôt sur le revenu imposable	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994
Impôt sur le revenu imposable à structure réelle tel que:								
7 Présent dans la base de données	9 144 991	14 257 356	14 988 002	16 237 630	16 719 076	16 774 846	18 078 165	18 411 565
8 Simulé par le modèle d'uniformisation	9 215 628	14 243 521	14 978 393	16 229 017	16 710 493	16 765 751	18 069 219	18 387 120
9 erreur de simulation	-70 637	13 835	9 609	8 613	8 583	9 095	8 946	24 445
en %	-0,77	0,10	0,06	0,05	0,05	0,05	0,05	0,13
10 Impact des items exclus de la structure (tables xx)	878 658	220 637	226 085	210 829	216 863	233 350	308 295	175 246
11 Impact marginal de l'uniformisation dans SAFARI (incluant les taux)	4 182 013	770 427	1 229 819	1 221 286	1 296 767	1 389 572	433 277	458 434
12 Impôt sur le revenu imposable uniforme expliquable	14 205 662	15 248 420	16 443 906	17 669 745	18 232 706	18 397 768	18 819 737	19 045 245
13 Impôt sur le revenu imposable uniforme - Modèle d'Uniformisation	14 304 244	15 235 417	16 453 767	17 684 942	18 224 009	18 399 825	18 849 320	19 005 906
14 Écart inexpliqué	-98 582	13 003	-9 861	-15 197	8 697	-2 057	-29 583	39 339
en %	-0,69	0,09	-0,06	-0,09	0,05	-0,01	-0,16	0,21

Crédits d'impôt[1]	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994
15 Crédits d'impôt personnels à structure réelle	0	4 407 872	4 475 138	4 594 905	4 792 918	4 920 150	5 749 600	5 654 748
16 Crédits d'impôt personnels négligés par l'uniformisation	0	551 591	533 583	555 255	587 373	613 754	642 201	657 132
17 Crédits d'impôt personnels pris en compte par l'uniformisation	0	3 856 281	3 941 555	4 039 650	4 205 545	4 306 396	5 107 399	4 997 616
18 Impact de l'uniformisation sur ces crédits dans SAFARI	5 025 193	1 082 455	1 143 106	1 162 042	983 249	793 844	-1 513	-35 970
20 Crédits d'impôt personnels uniformes simulés avec SAFARI	5 025 193	4 938 736	5 084 661	5 201 692	5 188 794	5 100 240	5 105 886	4 961 646
21 Crédits d'impôt personnels uniformes simulé par l'uniformisation	5 013 948	4 937 193	5 064 014	5 192 595	5 179 488	5 103 597	5 107 185	4 964 765
22 écart inexpliqué	11 245	1 543	20 647	9 087	9 306	-3 357	-1 299	-3 119
en %	0,22	0,03	0,41	0,17	0,18	-0,07	-0,03	-0,06
23 Autres crédits d'impôt non-remboursables à structure réelle	260 877	4 708 813	4 764 668	4 963 668	5 213 940	5 399 014	6 282 310	6 553 405
24 Autres crédits exclus de l'uniformisation	126 504	4 591 386	4 634 414	4 826 946	5 072 990	5 259 359	6 140 758	6 403 390
25 Autres crédits d'impôt pris en compte par l'uniformisation (crédit pour dividendes)	134 373	117 427	130 254	136 722	140 950	139 655	141 552	150 015
26 Impact de l'uniformisation de ce crédit selon SAFARI	-32 751	0	0	0	0	0	0	0
27 Crédit d'impôt pour dividendes uniforme simulé avec SAFARI	101 622	117 427	130 254	136 722	140 950	139 655	141 552	150 015
28 Crédit d'impôt pour dividendes uniforme simulé par l'uniformisation	104 324	117 427	130 254	136 722	140 950	139 655	141 552	150 015
29 Écart inexpliqué	-2 702	0	0	0	0	0	0	0
en %	-2,66	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Somme des crédits d'impôt non-remboursables uniformes:								
30 Simulés avec SAFARI	5 126 815	5 056 163	5 214 915	5 338 414	5 329 744	5 239 895	5 247 438	5 111 661
31 Simulés dans le modèle d'uniformisation	5 118 272	5 054 620	5 194 268	5 329 317	5 320 438	5 243 252	5 248 737	5 114 780
32 Écart inexpliqué	8 543	1 544	20 647	9 097	9 306	-3 357	-1 299	-3 119
en %	0,17	0,03	0,40	0,17	0,17	-0,06	-0,02	-0,06
Impôt à payer								
Impôt sur le revenu imposable net des crédits d'impôt personnels à structure réelle tel que:								
33 Présent dans la base de données	*n.s.p.*	9 874 959	10 518 275	11 648 485	11 933 673	11 859 363	12 348 874	n. d.
34 Simulé par le modèle d'uniformisation	*n.s.p.*	9 856 193	10 514 345	11 645 657	11 929 907	11 854 258	12 343 178	12 740 572
35 erreur de simulation		-18 766	-3 930	-2 828	-3 766	-5 105	-5 696	
en %		-0,19	-0,04	-0,02	-0,03	-0,04	-0,05	
Impôt à payer à structure réelle tel que:								
36 Présent dans la base de données	8 878 868	9 581 644	10 222 243	11 262 214	11 511 827	11 387 220	11 887 096	11 953 673
37 Simulé par le modèle d'uniformisation	8 954 751	9 555 526	10 224 935	11 277 020	11 508 959	11 375 450	11 810 530	11 845 566
38 erreur de simulation	75 883	-26 118	2 692	14 806	-2 868	-11 770	-76 566	-108 107
en %	0,85	-0,27	0,03	0,13	-0,02	-0,10	-0,64	-0,90
39 Impact marginal des mesures exclues[2] du Modèle d'Uniformisation	1 035 211	953 980	918 508	997 659	1 083 380	1 186 061	1 340 083	1 577 173
40 Impact marginal de l'uniformisation - SAFARI	-793 838	-305 540	93 324	65 080	315 510	596 014	434 782	495 691
41 Somme des impacts marginaux	241 373	648 440	1 011 832	1 062 739	1 398 890	1 782 075	1 774 865	2 072 864
42 Impôt à payer à structure uniforme - SAFARI (somme des lignes 36 et 41)	9 120 241	10 230 084	11 234 075	12 324 953	12 910 717	13 169 295	13 661 961	14 026 537
43 Impôt à payer à structure uniforme - Modèle d'uniformisation	9 203 104	10 206 298	11 274 044	12 370 635	12 916 148	13 164 506	13 622 621	13 899 123
44 Écart inexpliqué	-82 863	23 786	-39 969	-45 682	-5 431	4 789	39 340	127 414
en %	-0,91	0,23	-0,36	-0,37	-0,04	0,04	0,29	0,91

1- Incluant le crédit d'impôt pour contribution à des partis politiques, pour dividendes, la réduction d'impôt à l'égard de la famille etc...

2- Au niveau des crédits d'impôt et des exemptions et déductions.

CHAPITRE 4 - LE MODÈLE DU MFQ

4.0 LE MODÈLE DU MINISTÈRE DES FINANCES DU QUÉBEC

Chaque année, le Ministère des Finances du Québec effectue une prévision de ses revenus, incluant l'IQRP. Il utilise à cette fin le modèle[58] suivant:

$$IMPUNIF_t = \alpha + \beta \bullet TBASE_t + \varepsilon_t \qquad \text{où } \varepsilon_t \sim N(o,\sigma_\varepsilon^2)$$

Avec les définitions suivantes:

$IMPUNIF_t$: L'impôt à structure uniforme au temps t calculé par le modèle d'uniformisation.

$TBASE_t$: Le produit du taux moyen TM_t et de la base économique ajustée $BASEAJ_t$ au temps t.

Cette équation de régression n'a pas son équivalent dans la littérature. Elle établit un lien statistique entre deux séries d'impôt qui représentent toutes deux la même structure d'imposition. Le coefficient estimé (β) est doit être près de 1, non pas parce que les deux séries d'impôt représentent la même structure, mais pour une autre raison qui sera dnnée plus loin. Le fait d'avoir mis à jour ce modèle ne change pas la forme fonctionnelle de l'équation de régression. Par contre, cela change légèrement la signification du taux moyen. En effet, la relation traditionnelle «Taxes = Taux moyen X Base» n'est plus valide depuis la réforme fiscale de 1988. La nouvelle relation est «Taxes = Taux moyen X Base - Crédits d'impôt». Ceci n'invalide en rien l'équation de régression, il faut seulement être conscient que l'on utilise le taux effectif de taxation net des crédits d'impôt.

Il y a deux hypothèses au coeur de ce modèle et elles se situent respectivement dans le calcul des variables taux moyen (TM_t) et de la base économique ajustée ($BASEAJ_t$). En gros, on obtient la première en faisant évoluer les statistiques fiscales de l'année de référence[59] sous l'hypothèse que le revenu fiscal total moyen évolue comme le revenu économique total moyen.

---

[58] Par choix, la présente étude se limite au modèle de base. Toutefois, dans le processus de prévision budgétaire, les analystes gouvernementaux ajoutent une série d'impacts, outre ceux des exemptions exclues de la structure d'uniformisation. Ils sont: les changements de structure du budget en cours et d'autre ajustements basés sur des prévisions de déductions à la source et de versements trimestriels des travailleurs autonomes.

[59] Il faut rappeler le modèle de Norman & Russell (1970) qui utilise les valeurs futures des exemptions totales afin de pouvoir déterminer le taux moyen d'imposition et le revenu imposable futur. C'est la même idée qui est derrière la procédure du MFQ. On fait évoluer les statistiques fiscales afin de déterminer le taux moyen futur.

La seconde vient d'une hypothèse de constance des ratios des taux marginaux de taxation. Les prochaines sections expliquent tout cela en détails.

4.1 AJUSTEMENT DE LA BASE ÉCONOMIQUE

La base économique se compose de neuf éléments du revenu personnel Ceux-ci sont:

Source 1 : Salaires et traitements (RE_{1t})
Source 2 : Prestations d'assurance-chômage (RE_{2t})
Source 3 : Revenus autonomes et loyers (RE_{3t})
Source 4 : Revenus nets agricoles et de pêche (RE_{4t})
Source 5 : Intérêts, dividendes et autres revenu de placements (RE_{5t})
Source 6 : Gains de capital (RE_{6t})
Source 7 : Pensions de sécurité de la vieillesse (RE_{7t})
Source 8 : Prestations du CPP et du RRQ (RE_{8t})
Source 9 : Autres revenus de pensions (RE_{9t})

Compte tenu du nombre restreint d'observations disponibles sur l'IQRP à structure uniforme (on en a que 23), il est nécessaire d'agréger ces éléments du revenu personnel[60]. Ce faisant, la méthode vise également à considérer l'effet source identifié par Greytak & Thursby (1980). Il s'agit en fait d'un combinaison linéaire où les vecteurs sont les source de revenu et les poids correspondent aux ratios des taux marginaux de chaque source sur celui des salaires et traitements, que l'on multiplie ensuite par la part du revenu fiscal dans le revenu économique[61]. Ces poids sont calculés pour l'année de référence et appliqués à toute la période. Mathématiquement:

$$BASEAJ_t = RE_{1t} + (T_2 / T_1) * RE_2 + ... + (T_9/T_1) * RE_9$$
$$T_i = t_i\, p_i \qquad i = 1, 2, ..., 9$$
$$t_i = \Delta I_i / \Delta RF_i \qquad i = 1, 2, ..., 9$$
$$p_i = RF_i / RE_i \qquad i = 1, 2, ..., 9$$

Où RF_i : Revenu fiscal correspondant au revenu économique i.
ΔI_i : Variation d'impôt due à une hausse de 1% du revenu fiscal i.

Le lecteur remarquera que ce sont les taux marginaux qui sont utilisés dans le calcul des poids, et non pas les taux moyens (la raison derrière ceci sera expliquée à la section 4.3). Ces taux marginaux ne sont pas disponibles et doivent être calculés. Pour ce faire, on utilise la méthode de calcul de l'impôt et la base de données du Modèle d'Uniformisation.

---

[60] Il s'agit essentiellement de conserver un nombre raisonnable de degrés de liberté.

[61] La base économique porte sur une mesure économique du revenu qui est différente de la mesure fiscale et seule la part du revenu assujetti à l'impôt est pertinente à la prévision de l'IQRP. La procédure d'agrégation tient également compte de cette part évaluée pour l'année de référence seulement.

4.2 CALCUL DU TAUX MOYEN

On ne peut utiliser le taux moyen de taxation observable de 1972 à 1994 à partir de la série d'impôt à structure uniforme car il faudrait en prévoir la valeur future. De plus, il est important d'utiliser des variables indépendantes qui sont calculées sur la même base sur tout l'horizon, c'est-à-dire autant sur la période échantillonale que sur la période de prévision. La solution est de calculer le taux moyen en faisant l'hypothèse suivante: *Le revenu total uniforme des contribuables de l'année de référence évolue comme la base ajustée moyenne*. Ceci implique le calcul de l'indice $QINDICE_t$, qui est donné par:

$$QINDICE_t = BM_t / BM_{ref}$$
$$BM_t = BASEAJ_t / QMOINAC_t$$

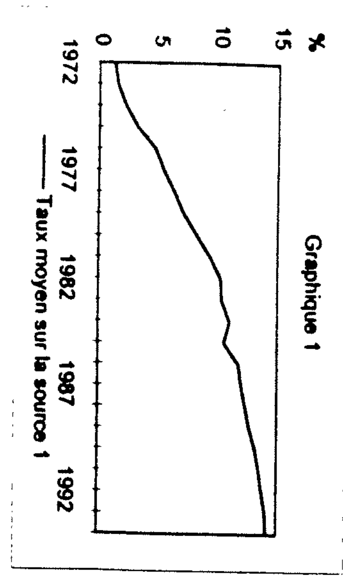
où BM_{ref} représente la base économique moyenne de l'année de référence.
$QMOINAC_t$ représente la main-d'oeuvre plus les inactifs.

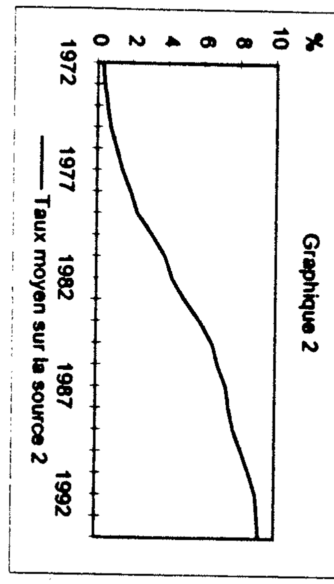
La prochaine étape consiste à calculer vecteur d'impôt résultant des revenus totaux, des déductions et des crédits d'impôt impliqués par le fait que le revenu total de l'année de référence suit la même évolution que $QINDICE_t$. Il faut noter qu'on utilise toujours le vecteur de contribuables de l'année de référence pendant ces calculs. Avec cette série d'impôt, on calcule la série du taux moyen débutant en 1972 et se prolongeant jusqu'à la fin du scénario économique (qui inclut les années de prévisions). Cette procédure est exposée en détail à l'annexe 1, de même que celle utilisée pour déterminer les taux marginaux correspondants.

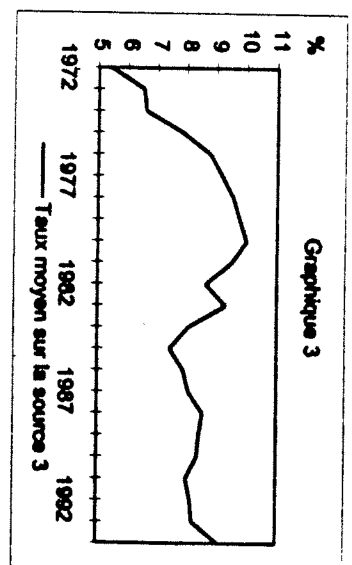
4.3 JUSTIFICATION THÉORIQUE DU MODÈLE DU MFQ

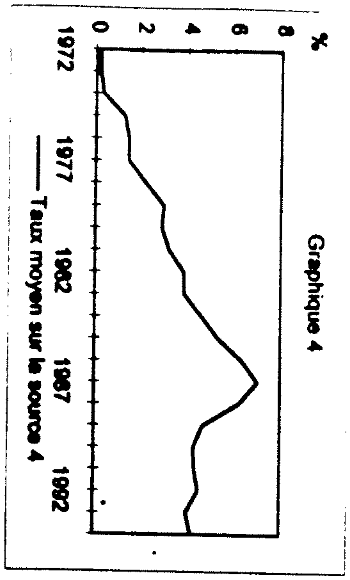
Dans le cas de l'IQRP, le traitement fiscal peut différer substantiellement d'un type de revenu à l'autre. Un exemple en a été donné à la section 3.6. Cet élément, baptisé l'effet source par Greytak & Thursby (1980), est essentiel à la prévision de l'IQRP. Pour en convaincre le lecteur, les séries taux moyens des 9 sources de revenu économique énumérées à la section 4.1 sont reproduites aux graphiques 1 à 9 de la page suivante. Elles ont été calculées en tenant compte du fait que certaines exemptions et/ou crédits d'impôt sont spécifiques à certains revenus[62] alors que d'autres sont généraux. Les allures et les niveaux très disparates de ces graphiques révèlent l'importance de l'effet source dans la fiscalité québécoise.

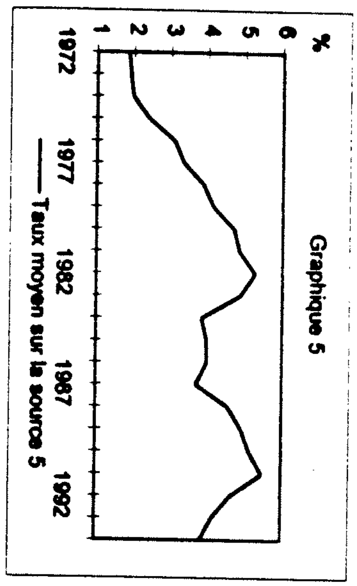
[62] Par exemple, le crédit pour revenus de retraite est spécifique aux sources de revenus 7 à 9.

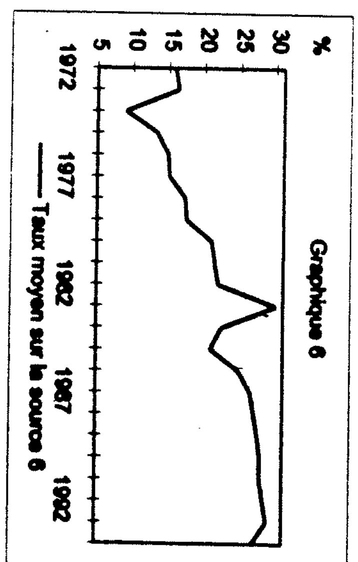

Graphique 1
%
15
10
5
0
1972
1977
1982
1987
1992
Taux moyen sur la source 1

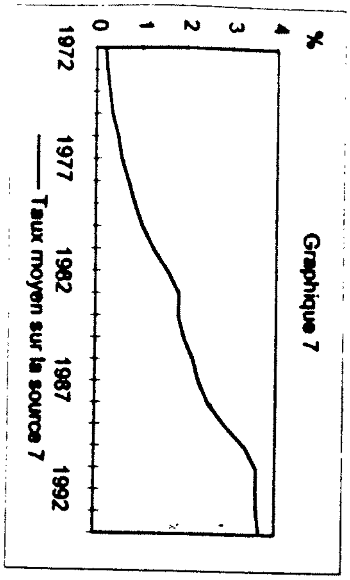

Graphique 2
%
10
8
6
4
2
0
1972
1977
1982
1987
1992
Taux moyen sur la source 2

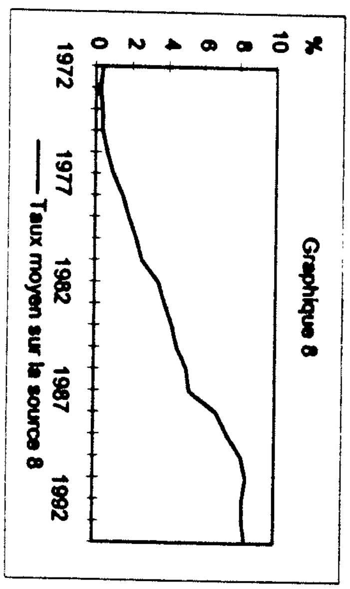

Graphique 3
%
11
10
9
8
7
6
5
1972
1977
1982
1987
1992
Taux moyen sur la source 3

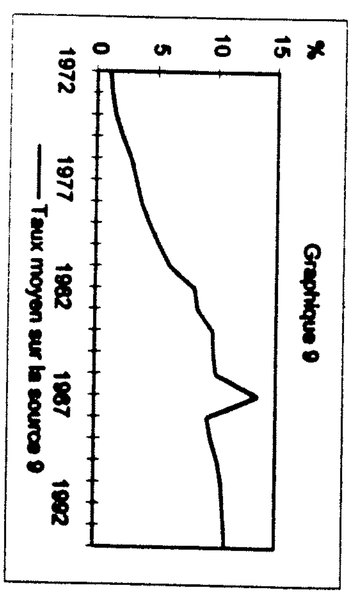

Graphique 4
%
8
6
4
2
0
1972
1977
1982
1987
1992
Taux moyen sur la source 4


Graphique 5
%
6
5
4
3
2
1
1972
1977
1982
1987
1992
Taux moyen sur la source 5


Graphique 6
%
30
25
20
15
10
5
1972
1977
1982
1987
1992
Taux moyen sur la source 6


Graphique 7
%
4
3
2
1
0
1972
1977
1982
1987
1992
Taux moyen sur la source 7


Graphique 8
%
10
8
6
4
2
0
1972
1977
1982
1987
1992
Taux moyen sur la source 8


Graphique 9
%
15
10
5
0
1972
1977
1982
1987
1992
Taux moyen sur la source 9

Ces taux moyens sous-tendent le modèle suivant :

$$I_t^u = \sum_{i=t}^{9} TM_{it} \bullet S_{it} \qquad t = 1, 2, \ldots, n$$

où I_t : Impôt total uniforme au temps t.
Tm_{it} : Taux moyen uniforme d'imposition au temps t.
S_{it} : Revenu économique i au temps t.

Si l'on pouvait prévoir ces taux moyens de façon efficace, on aurait alors sûrement d'excellentes prévisions, mais il faudrait alors faire dix prévisions. Cela serait fastidieux et risqué puisqu'on devrait en retour prévoir les exemptions spécifiques et non-spécifiques de chaque source de revenus. Cette dernière complication serait évitée en utilisant des modèles ARIMA pour prolonger les séries de taux moyens, mais occasionnerait un nouveau problème qui lui, est insurmontable. Il sera expliqué plus loin.

Malgré les apparences, le modèle du MFQ permet de différencier adéquatement les différents types de revenus. En effet, on pourrait croire que la meilleure façon d'agréger les différentes sources de revenu serait de normaliser leur niveau par le rapport de chaque taux moyen avec un numéraire. Paradoxalement, l'approche du MFQ qui est en apparences complexe, simplifie grandement le modèle. Elle est également valable d'un point de vue théorique et n'exige que l'estimation d'un seul taux moyen.

Soit η_{yt} : L'élasticité-revenu de l'impôt uniforme perçu sur le revenu économique de type i au temps t.
η_{it} : L'élasticité-revenu de l'impôt uniforme perçu sur le revenu économique de type i au temps t.
$TMAR_{it}$: Taux marginal sur le revenu de type i au temps t.
I_{t}^{u}, , Tm_{it} et S_{it} sont tels que définis plus haut.

Le traitement fiscal de chaque type de revenu peut être vu comme des taxes distinctes. Vue sous cet angle, l'élasticité-revenu peut-être exprimée à partir des élasticités individuelles[63] :

(1) $$\eta_{yt} = \sum_{i=1}^{9} \phi_{it} \eta_{it}$$

[63] Cette là une relation classique dans la littérature.

où les poids ϕ_{it} représentent la part de l'impôt uniforme qui est perçu sur le revenu i. On peut développer cette formule pour obtenir quelque chose de familier:

(2) $$\eta_{yt} = \sum_{i=1}^{9} \frac{\mathrm{I}_{it}}{\mathrm{I}_{it}} \eta_{it}$$

(3) $$\mathrm{I}_t^u = \frac{1}{\eta_{yt}} \sum_{i=1}^{9} \mathrm{I}_{it} \eta_{it}$$

(4) $$\mathrm{I}_t^u = \frac{TM_t^u}{TMAR_t^u} \sum_{i=1}^{9} TM_{it} \bullet S_{it} \bullet \eta_{it}$$

(5) $$\mathrm{I}_t^u = \frac{TM_t^u}{TMAR_t^u} \sum_{i=1}^{9} TMAR_{it} \bullet S_{it}.$$

(6) $$\mathrm{I}_t^u = \frac{TM_t^u}{TMAR_t^u} \bullet TMAR_{it} \sum_{i=1}^{9} \frac{TMAR_{it}}{TMAR_{it}} \bullet S_{it}$$

(7) $$\mathrm{I}_t^u = \frac{TMAR_{it}}{TMAR_t^u} \bullet TM_t^u \bullet \sum_{i=1}^{9} \frac{TMAR_{it}}{TMAR_{it}} \bullet S_{it}$$

Si l'on fait l'hypothèse que $\frac{TMAR_{it}}{TMAR_{1t}}$ est constant dans le temps, l'équation (7) est exactement l'équation de régression du modèle du MFQ, mais sans constante! Ceci donne une signification au coefficient estimé par la régression, il représente le rapport du taux marginal des salaires et traitements sur le taux marginal de tout le système. Ce ratio est, par hypothèse, constant sur toute la période. Puisque les salaires et traitements constituent presque 62% de tous les revenus et qu'ils affichent beaucoup de stabilité, il semble plus raisonnable de poser cette hypothèse plutôt que celles vues dans la littérature (élasticité constante, taux moyens constants ou taux marginaux constants). La prépondérance des salaires et traitements implique également que le coefficient estimé doit être près de 1. L'hypothèse de stabilité des rapports des taux marginaux est non seulement raisonnable, mais elle évite aussi la lourde tâche de prévoir les taux marginaux futurs de chaque source de revenu. En d'autre termes, quelque chose doit être supposé constant pour pouvoir utiliser une technique statistique et cette hypothèse fait l'affaire sans être aussi contraignante que les hypothèses habituelles..

L'expérience a été tentée de prévoir les taux moyens en appliquant des techniques de séries chronologiques. Les résultats de cette approche sont reproduits et comparés à ceux du modèle du MFQ au tableau de la page 45.5. Il en ressort que, 3 fois sur 4, la prévision des neufs taux

Prévisions de l'IQRP Structure fiscale de 1994 millions de $	1991	1992	1993	1994		1992	1993	1994
Éléments du revenu personnel					**Éléments du revenu personnel**			
Source 1	76648	77531	78116	79713	Source 1	77531	78116	79713
Source 2	5332	5673	5434	4715	Source 2	5673	5434	4715
Source 3	7852	8076	8637	8753	Source 3	8076	8637	8753
Source 4	626	629	628	644	Source 4	629	628	644
Source 5	19115	18264	17176	17384	Source 5	18264	17176	17384
Source 6	977	1068	1741	1894	Source 6	1068	1741	1894
Source 7	4747	4964	5150	5332	Source 7	4964	5150	5332
Source 8	3509	3892	4164	4439	Source 8	3892	4164	4439
Source 9	4860	5460	6017	6712	Source 9	5460	6017	6712
Prévisions sur 4 périodes selon l'approche du MFQ					**Prévisions sur 1 période selon l'approche du MFQ**			
Base totale ajustée	99 383	101 369	103 469	105 661	Base totale ajustée	101 369	103 469	105 661
Taux moyen simulé	14,41	14,49	14,55	14,59	Taux moyen simulé	14,49	14,55	14,59
Constante	-212	-212	-212	-212	Constante	-233	-244	-263
Coefficient	0,957	0,957	0,957	0,957	Coefficient	0,963	0,966	0,970
Impôt Prévu	**13 495**	**13 850**	**14 194**	**14 544**	**Prévisions**	**13 913**	**14 293**	**14 698**
écart en niveau	289	237	408	454	écart en niveau	174	310	300
écart en %	2,09	1,68	2,80	3,03	écart en %	1,23	2,12	2,00
Prévisions sur 4 périodes par séries chronologiques					**Prévisions sur 1 période par séries chronologique**			
Taux sur la source 1	0,1360	0,1407	0,1452	0,1501	Taux sur la source 1	0,1398	0,1405	0,1433
Taux sur la source 2	0,0861	0,0904	0,0948	0,0992	Taux sur la source 2	0,0904	0,0935	0,0929
Taux sur la source 3	0,0836	0,0835	0,0835	0,0834	Taux sur la source 3	0,0803	0,0817	0,0822
Taux sur la source 4	0,0447	0,0437	0,0428	0,0419	Taux sur la source 4	0,0417	0,0464	0,0354
Taux sur la source 5	0,0512	0,0512	0,0512	0,0512	Taux sur la source 5	0,0547	0,0462	0,0413
Taux sur la source 6	0,2789	0,2789	0,2789	0,2789	Taux sur la source 6	0,2788	0,2833	0,2880
Taux sur la source 7	0,0388	0,0453	0,0531	0,0621	Taux sur la source 7	0,0404	0,0382	0,0383
Taux sur la source 8	0,0882	0,0957	0,1027	0,1101	Taux sur la source 8	0,0906	0,0834	0,0813
Taux sur la source 9	0,1056	0,1099	0,1132	0,1163	Taux sur la source 9	0,1085	0,1072	0,1074
Impôt total prévu	**13 826**	**14 554**	**15 353**	**16 209**	**Impôt total prévu**	**14 469**	**14 695**	**15 153**
écart en niveau	-42	-467	-750	-1 211	écart en niveau	-382	-92	-156
écart en %	-0,30	-3,31	-5,14	-8,08	écart en %	-2,71	-0,63	-1,04
Valeurs réelles	13 784	14 087	14 603	14 998	**Valeurs réelles**	**14 087**	**14 603**	**14 998**

moyens par des modèles ARIMA fait de meilleures prévisions *une période à l'avance* que l'équation du MFQ. Dès que l'horizon de prévision devient plus grand, c'est l'approche du MFQ qui génère les meilleurs résultats. Ce n'est pas surprenant, il est bien connu que les modèles ARIMA deviennent en général imprécis au-delà d'une ou deux périodes. Bien que la prévision *une période à l'avance* de l'IQRP soit plus précise avec l'approche des taux moyens et des modèles ARIMA, elle doit être rejetée car elle pose le problème insurmontable de la disponibilité des statistiques fiscales. Celles-ci sont essentielles au calcul des taux moyens et ne sont disponibles que 18 mois plus tard. Par exemple, les statistiques fiscales de 1994 devraient être publiées en septembre 1996.

4.4 LA GÉNÉRATION D'UNE PRÉVISION

Les résultats de l'application de l'équation de régression du modèle du MFQ sont reproduits plus bas. Ils sont pour le moins excellents. Le R^2 est très élevé, le coefficient hautement significatif et l'erreur quadratique moyenne raisonnable. Une seule ombre au tableau; la statistique Durbin-Watson qui indique une autocorrélation des résidus positive de premier ordre.

Model: EQ1
Dependent Variable: REG90

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	1	578666989.7	578666989.7	17594.523	0.0001
Error	21	690669.86556	32889.04122		
C Total	22	579357659.57			

Root MSE	181.35336	R-square	0.9988
Dep Mean	6908.00398	Adj R-sq	0.9988
C.V.	2.62526		

Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob > |T|
INTERCEP	1	-278.753859	66.07194459	-4.219	0.0004
TBASE	1	0.974322	0.00734537	132.644	0.0001

Covariance of Estimates

COVB	INTERCEP	TBASE
INTERCEP	4365.5018623	-0.397977169
TBASE	-0.397977169	0.0000539545

Correlation of Estimates

CORRB	INTERCEP	TBASE
INTERCEP	1.0000	-0.8200
TBASE	-0.8200	1.0000

Durbin-Watson D	1.083
(For Number of Obs.)	23
1st Order Autocorrelation	0.391

Pour obtenir une prévision des revenus de taxation, il faut bien sûr les valeurs futures du revenu personnel agrégé. Celles-ci proviennent du ministère, plus précisément de la Direction de l'Analyse et des Prévisions Économiques (DAPE). La précision de la prévision de l'IQRP dépend évidemment de celles produites par la DAPE. Comme la série d'impôt régressée représente une structure constante (1994), la prévision représente elle aussi cette même structure constante mais n'est pas directement utilisable. On ne s'intéresse pas à ce que sera l'impôt à payer dans le futur si la structure d'uniformisation était appliquée, mais bien à savoir ce que sera l'impôt à payer dans le futur selon les structures qui seront alors en vigueur. Il faut alors ajouter à l'impôt prévu à structure constante les impacts prévus des exemptions et crédits d'impôt exclus de la structure d'uniformisation, de même que les impacts des changements futurs de structure[64]. Ceci n'a pas à être fait ici car on utilise des données ex-post permettant de mieux comparer les résultats du modèle du MFQ avec celui utilisant les modèles ARIMA.

4.5 L'ÉLASTICITÉ-REVENU

Il est important de connaître l'élasticité-revenu de l'IQRP pour deux raisons principales. La première est qu'elle permet de prévoir rapidement, avec plus ou moins d'exactitude, la croissance prévue de l'IQRP suite à une croissance donnée du revenu personnel agrégé. La seconde veut qu'elle soit une mesure de la progressivité de l'impôt sur le revenu et sert donc à décrire le régime fiscal. Pour ces deux buts, la mesure actuelle faite par le modèle du MFQ est légèrement biaisée. C'est le but de cette section d'en exposer les détails.

[64] Les valeurs futurs de tous ces impacts s'obtiennent en indexant les différentes variables du dernier échantillon SAFARI disponible. Les taux d'indexation appropriés sont calculés à partir des prévisions économiques officielles du ministère.

Des nombreuses approches pour évaluer l'élasticité-revenu décrites au chapitre 2, seulement deux sont retenues ici pour la simple et bonne raison qu'elles sont les meilleurs et qu'elles répondent adéquatement aux usages mentionnés ci-haut. Il s'agit de la méthode de Hutton & Lambert (1980) et de celle, plus répandue, qui consiste à simuler à l'aide d'un ordinateur et de statistiques fiscales une hausse de 1% du revenu (utilisée entre autres par Gouveïa & Strauss (1994)). Dans les prochaines sous-sections, la première est adaptée à l'IQRP et la seconde (Gouveïa & Strauss (1994)) est décrite, testée et ses résultats comparées à ceux générés par le modèle du MFQ[65].

4.5.1 Formule de Hutton & Lambert (1980)

Aux début des années '80 Hutton & Lambert (1980) ont proposé une formule exacte pour calculer l'élasticité-revenu en un point de l'impôt sur le revenu des particuliers en Angleterre. Cette formule est applicable à tout système de taxation qui utilise des déductions et une échelle de taux progressifs. La seule exigence en termes de données est la suivante: une classification des contribuables et de leurs exemptions par leur taux marginal maximal de taxation

Dans le cadre du système québécois de taxation du revenu, les crédits d'impôt personnels constituent un obstacle à l'application directe de la formule précédante. Toutefois, il est possible d'adapter la formule afin qu'elle tienne compte des crédits d'impôt. Il n'y a qu'à ajouter un terme à la formule existante. La nouvelle formule adaptée est:

$$\eta = 1 + \frac{\sum_{j=0}^{P}\left(m_j B_j + \sigma D_j\right) + \sum_{j=1}^{P}\left(m_j - m_{j-1}\right)\beta_j N_n}{T}$$

où	β_j	=	Seuil (en $) du palier d'imposition j.
	m_j	=	Taux marginal du palier j.
	N_j	=	Nombre de contribuables taxés au palier j.
	B_j	=	Total des déductions forfaitaires des individus dont le taux marginal maximal de taxation est m_j.
	T	=	Total de l'impôt sur le revenu.
	η	=	Élasticité-revenu (il s'agit de l'élasticité point).
	σ	=	Taux de conversion en crédits d'impôt des montants accordés.

[65] Il faut noter que la méthode du MFQ consiste elle aussi à simuler une hausse du revenu. La différence est que la hausse est appliquée une fois que le revenu total a suivi l'évolution de base base économique ajustée moyenne.

D_j = Total des montants forfaitaires accordés pour crédit d'impôt des individus dont le taux marginal maximal de taxation est m_j.

La preuve mathématique de cette formule est faite à l'annexe 2. De nombreux avantages peuvent être tirés de cette nouvelle approche:

1- Il ne s'agit pas d'un estimé de l'élasticité-revenu, mais bien de sa valeur **exacte** en un point.

2- Elle ne nécessite pas de mesure du revenu (total ou imposable) des contribuables[66].

3- Dans le cas où les statistiques fiscales contiennent la classification nécessaire (par taux marginal maximal), l'élasticité est facilement et rapidement calculée.

4- On peut calculer exactement l'élasticité de n'importe quel type de contribuables, en autant que l'on ait leur classification (ainsi que celle de leurs exemptions et crédits d'impôt) par taux marginal maximal.

5- L'élasticité peut être décomposée additivement[67] et/ou multiplicativement[68] pour déterminer les rôles joués par le niveau des déductions, des crédits d'impôt, les paliers d'imposition et les taux marginaux.

Malheureusement, la classification voulue des contribuables n'est pas disponible directement à partir des statistiques fiscales[69]. Des tentatives ont été faites, en utilisant les programmes de calcul d'impôt du Modèle d'Uniformisation, d'appliquer la formule adaptée de Hutton & Lambert (1980). Avec une approche large qui incluait systématiquement toutes les déductions possibles, les résultats indiquaient une élasticité-revenu d'environ 1,8 pour la structure de 1995 appliquée à l'année fiscale de 1994. Cette valeur semble trop élevée et une application plus juste de la formule serait probablement d'exclure certaines déductions comme Fries, Hutton & Lambert (1982) l'ont fait dans le cas de l'impôt fédéral américain. Cependant, le temps et l'espace ne permettent pas pour le moment d'autres tentatives. Il n'en demeure pas moins qu'elle est maintenant adaptée pour tenir compte des crédits d'impôt et disponible pour de futurs travaux.

4.5.2 Calcul de l'élasticité par simulation

[66] Ce n'est pas le niveau du revenu qui influence la valeur de l'élasticité-revenu, mais bien sa répartition. Ceci est pris en compte dans la formule via la classification par taux marginal maximal de taxation.
[67] La décomposition additive est justifiée par le théorème d'Euler.
[68] La décomposition multiplicative est faite à l'aide de la relation bien connue que l'élasticité est le rapport des taux marginal moyen et moyen de taxation.
[69] Il serait plus qu'intéressant d'ajouter à la publication des statistiques fiscales un tableau détaillé selon cette classification.

Cette méthode est conceptuellement simple, sa difficulté réside plutôt dans son application. L'élasticité-revenu représente le pourcentage de variation d'impôt divisé par une variation donnée (en pourcentage) du revenu. Pour la calculer il suffit de programmer une hausse du revenu de 1% simultanément chez tous les contribuables. Ce nouveau revenu génère un nouvel impôt à payer T_2 et permet de calculer $(T_2 - T_1)/T_1$, où T_1 représente l'impôt à payer qui existait au départ. Il suffit d'exprimer le résultat en pourcentage (le multiplier par 100) pour obtenir la valeur de l'élasticité.

La mesure de l'élasticité sera d'autant plus précise que les plus fines implications de la hausse de revenu sont prises en compte. Par exemple, les contributions à un RÉER constituent une déduction, et il est tout à fait raisonnable de penser qu'elles sont influencées positivement par le revenu. Il y a en fait un très grand nombre de déductions et de crédits d'impôt qui peuvent être affectés. Aussi, les résultats des calculs dépendent bien sûr de la manière dont ces variables sont traitées. Les élasticités générées par le modèle de prévision du MFQ sont basées sur des statistiques fiscales hypothétiques (voir annexe 2). Il est possible de calculer l'élasticité de la structure d'uniformisation avec les vraies statistiques fiscales uniformisées. Ces deux séries d'élasticités sont présentées au tableau de la page 51.

On voit clairement que l'élasticité-revenu calculée par le modèle du MFQ est systématiquement inférieure à celle qui utilise les vraies statistiques fiscales[70]. La raison est la suivante. Le revenu total moyen uniforme calculé à l'aide des vraies statistiques fiscales augmente toujours plus rapidement que la base économique moyenne ajustée. Ceci fait en sorte que, dans les années qui précèdent l'année de référence, le revenu total moyen pour la plupart des tranches de revenus est plus faible dans le cas des vraies statistiques fiscales comparativement à celle qui sont simulées par l'approche du modèle. Puisque l'élasticité-revenu diminue en fonction du revenu, l'élasticité sera plus élevée si elle est calculée à partir d'un revenu plus faible. En ce qui a trait aux valeur futurs de l'élasticité, ce sera le contraire parce que les vrais revenu totaux moyens seront alors plus élevés que ceux simulé par l'approche du modèle.

La conclusion à tirer est que l'élasticité-revenu calculée par le modèle du MFQ est biaisée vers le bas sur la période historique et biaisée vers le haut sur la période de prévision. Ce n'est donc pas la bonne mesure de la progressivité du régime fiscal.

[70] Même si les deux séries sont calculées sur la même base. C'est-à-dire que l'on fait varier les mêmes déductions et les mêmes crédits d'impôt dans les deux cas.

Comparaison de l'élasticité du modèle du MFQ et de l'élasticité calculée avec les vraies statistiques fiscales

	Élasticité du modèle du MFQ	Élasticité avec vraies stats. fisc.	Indice de la base économique moyenne	Indice du revenu total moyen
1978	2,448	3,083	0,421	0,417
1979	2,329	2,940	0,461	0,449
1980	2,090	2,574	0,511	0,501
1981	2,030	2,074	0,558	0,547
1982	1,951	2,082	0,599	0,592
1983	1,892	2,006	0,622	0,619
1984	1,825	1,933	0,669	0,651
1985	1,770	1,869	0,712	0,682
1986	1,728	1,823	0,754	0,703
1987	1,652	1,746	0,811	0,736
1988	1,599	1,678	0,863	0,798
1989	1,563	1,636	0,913	0,838
1990	1,538	1,592	0,948	0,866
1991	1,523	1,571	0,970	0,902
1992	1,514	1,550	0,983	0,931
1993	1,507	1,535	0,992	0,953
1994	1,502	1,581	1,000	1,000

4.5.3 Utilisation de l'élasticité-revenu pour la prévision

L'élasticité-revenu peut être utilisée pour prévoir les valeurs futures de l'impôt sur le revenu à partir de prévisions sur les revenus futurs de l'économie. Toutefois, ces prévisions ne peuvent être plus précises que celles d'un bon modèle de prévision détaillé. Ce sont des prévisions grossières. Le seul avantage est qu'elles sont rapidement obtenues et permettent d'avoir une bonne idée du résultat avant d'avoir complété un exercice de prévision complet, ce qui peut être long selon le modèle utilisé.

Tant les résultats de l'approche par simulation que ceux de la formule adaptée de Hutton & Lambert (1980) sont valides pour des hausses inflationnistes du revenu, ou même réelles dans le cas où ce sont des hausses per capita. Quelques exemples vont rendre cette affirmation plus claire.

Exemple 1: Supposons une élasticité de 1,5. Les meilleures prévisions économiques indiquent que le revenu personnel agrégé subira une inflation de 5%, aucune augmentation réelle et aucune augmentation du niveau d'emploi. Dans un tel cas, on peut utiliser directement la valeur de l'élasticité-revenu sans problème, puisque la hausse prévue des revenus de l'économie est totalement inflationniste. L'impôt sur le revenu devrait donc augmenter de 7,5%[71].

Exemple 2: L'élasticité est de 1,5 et les prévisions économiques prévoient (étrangement) une hausse réelle de 5% des revenus, aucune inflation et aucune hausse de l'emploi. En excluant tout changement dans la distribution du revenu, l'utilisation correcte de l'élasticité sera encore 1,5 x 5% = 7,5%.

Exemple 3: L'élasticité est de 1,5 et les prévisions économiques prévoient une hausse nominale de 5% des revenus, dont 1% est inflationniste et 4% est réelle[72]. La hausse prévue de l'emploi se situe à 3%. Toujours en excluant des changements possibles dans la distribution du revenu, qu'elle devrait être la hausse de l'impôt sur le revenu? La réponses proposée, et aussi la plus raisonnable, est 2,5%. Elle s'obtient en multipliant l'élasticité par la hausse nominale divisé par la hausse de l'emploi: 1,5 x 5% / 3% = 2,5%.

Face à des projections économiques comme celle de l'exemple 3, où la hausse nominale provient à la fois de l'inflation et d'une hausse réelle accompagnées par une hausse de l'emploi, il n'y a d'autres choix que de faire certaines hypothèses. Outres celles qui concernent

[71] Évidemment l'élasticité-revenu varie selon la hausse du revenu., c'est-à-dire que l'élasticité correspondant à une hausse de 1% du revenu est différente de celle correspondant à une hausse de 10% du revenu. Les écarts sont toutefois minimes et seront ignorés afin de garder l'exposé le plus simple possible.

[72] On décompose ici la croissance de façon additive, négligeant ainsi l'inflation qui se réalise sur la partie réelle de la hausse, afin de garder l'exposé le plus simple possible.

la croissance des revenus, il n'y avait dans le dernier exemple que deux hypothèses. La première veut que le meilleur indicateur du nombre de contribuables soit l'emploi et la seconde que les nouveaux contribuables aient le même taux moyen d'imposition que ceux qui y étaient déjà. En d'autres mots, la distribution du revenu, des exemption et des crédits d'impôt des nouveau contribuables est la même que celle qui existait déjà. Ce sont là les hypothèses les plus pratiques pour utiliser l'élasticité-revenu dans des buts prévisionnels. Le point qui ressort ici est que l'élasticité-revenu ne peut remplacer un bon modèle de prévision. Elle est utile pour un résultat rapide, sans plus[73].

4.5.4 Décomposition de l'élasticité-revenu

Fréquemment, les articles de la littérature décomposent l'élasticité-revenu en élasticité-taux et en élasticité-base. La méthode est simple:

$\eta_Y = \eta_B \times \eta_T$ où
- η_Y est l'élasticité-revenu
- η_B est l'élasticité-base
- η_T est l'élasticité-taux

Cette décomposition est rendue possible par la relation multiplicative suivante:

$I_t = B_t \times T_t$ où
- I_t représente l'impôt sur le revenu au temps t.
- B_t représente la base taxable (revenu imposable) au temps t.
- T_t représente le taux moyen d'imposition au temps t.

Dans le cas de l'IQRP, cette relation n'est plus valide depuis la réforme fiscale de 1988. La nouvelle relation est:

$I_t = B_t \times T_t - C_t$ où C_t représente les crédits d'impôt personnels au temps t.

Cette nouvelle relation ne permet plus la décomposition classique de l'élasticité-revenu en élasticité-taux et élasticité-base. Pour le faire, il faut redéfinir le taux de taxation:

$$T^*_t = T_t - C_t / B_t$$

---

[73] Outre le fait qu'elle représente le degré de progressivité du régime fiscal.

Ce nouveau taux correspond au taux moyen effectif net des crédits d'impôt. Il est toujours possible de décomposer l'élasticité-revenu en élasticité-taux et élasticité-base, mais l'élasticité taux ne dépend plus seulement de la distribution du revenu imposable dans les paliers d'imposition, elle dépend également des crédits d'impôt.

4.6 Évaluation du modèle du MFQ

En considérant la revue de littérature du chapitre 2, il faut se rendre à l'évidence que le modèle de prévision du MFQ est de loin le meilleur. Il incorpore tous les éléments essentiels (voir le sections 2.2 et 2.3) à l'exception d'un seul, celui de permettre l'interaction entre les différentes taxes existantes. De plus, ses hypothèses permettent d'utiliser un modèle simple, sans avoir à payer le prix d'une élasticité constante, d'un taux moyen constant ou d'un taux marginal constant.

Il existe une certaine littérature traitant de l'efficience des prévisions en général. Avant de procéder à un test, il est bon de définir ce que l'on entend par efficience. Il y a deux formes d'efficience. Elles sont:

Efficience forte: La prévision tient compte de toute l'information disponible. Ceci implique que l'erreur de prévision sur la réalisation de t+1 faite en t est indépendante de toutes les variables faisant partie de l'ensemble d'information disponible au temps t.

Efficience faible: La prévision ne peut être améliorée par les erreurs de prévision passées. Ici l'implication est que les erreurs de prévisions ne peuvent être prévues par les erreurs de prévision passées.

Il est très rare de retrouver des prévisions qui satisfassent l'efficience forte. Trois raisons expliquent ce fait. D'abord, l'ensemble d'information est définit comme étant toute l'information pertinente pouvant servir à prévoir le comportement de la variable endogène, mais l'information pertinente n'est pas toujours facile à cerner. Ensuite, il est pratiquement impossible de savoir quelle était l'information détenue et/ou disponible au prévisionniste lors de sa prévision, et une partie de cette information prend une forme non numérique. Finalement, Le timing de l'information est lui aussi très important et il peut être impossible de déterminer quand l'information en question était disponible. Pour ces raisons seule l'efficience faible sera testée. Les prévisions de l'IQRP du MFQ pour une période à l'avance, telle que publiées dans les budgets provinciaux de 1962-63 à 1994-95 ont été recensées. La différence entre ces prévisions et les réalisations publiées dans les Comptes Publiques constituent les erreurs de prévision u_t . Les valeurs de u_t sont présentées au tableau de la page suivante. Deux régressions de u_t sur u_{t-1} ont été faites. L'une pour la période 1962-63 à 1994-95 et l'autre pour 1972-73 à 1994-95[74]. Comme on peut le constater dans le tableau ici-bas, on rejette l'hypothèse nulle de prévisions efficientes car les coefficients de u_{t-1} sont significativement différents de zéro et le F de la régression valide l'équation de prévision de u_{t+1} .

Période	Estimé	t de Student	F de la régression	R^2 ajusté
1962-63 à 1994-95	constante	0,622	19,789	0,3774
	coefficient	4,448		
1972-73 à 1994-95	constante	0,671	13,89	0,3695
	coefficient	3,727		

[74] Le ministère n'a commencé à faire des prévisions fiscales plus sophistiquées qu'à partir de 1972. On pourrait croire, pour cette raison, que les prévisions sont meilleures à partir de cette année-là.

Prévisions de l'IQRP vs Réalisations
De 1962-63 à 1994-95[a]

Exercice	Prévision '000 000	Réel '000 000	Erreur '000 000	Erreur %
1962-63	97,0	98,2	-1,2	-1,2
1963-64	115,0	106,1	8,9	8,4
1964-65	121,0	170,2	-49,2	-28,9
1965-66	293,0	335,7	-42,7	-12,7
1966-67	410,0	469,9	-59,9	-12,7
1967-68	537,3	527,6	9,6	1,8
1968-69	678,4	697,0	-18,6	-2,7
1969-70	825,0	814,9	10,1	1,2
1970-71	925,0	1005,7	-80,7	-8,0
1971-72	1080,0	1076,1	3,9	0,4
1972-73	1280,0	1370,2	-90,2	-6,6
1973-74	1560,0	1656,2	-96,2	-5,8
1974-75	2020,0	2205,9	-185,9	-8,4
1975-76	2475,0	2450,4	24,6	1,0
1976-77	3050,0	2945,0	105,0	3,6
1977-78	3720,0	3903,0	-183,0	-4,7
1978-79	4620,0	4227,3	392,7	9,3
1979-80	4840,0	4621,6	218,4	4,7
1980-81	5353,0	5315,9	37,1	0,7
1981-82	6095,0	6053,1	41,9	0,7
1982-83	6730,0	6311,3	418,7	6,6
1983-84	7075,0	6763,7	311,3	4,6
1984-85	7501,0	7126,9	374,1	5,2
1985-86	7730,0	7966,4	-236,4	-3,0
1986-87	8108,0	8427,7	-319,7	-3,8
1987-88	8995,0	9561,8	-566,8	-5,9
1988-89	9537,0	10065,6	-528,6	-5,3
1989-90	10067,0	10228,6	-161,6	-1,6
1990-91	11735,0	11578,6	156,4	1,4
1991-92	11828,0	11839,2	-11,2	-0,1
1992-93	11682,0	11433,5	248,5	2,2
1993-94	12382,0	11765,9	616,1	5,2
1994-95[b]	12394,0	11730,0	664,0	5,7

a- En tenant compte du changement de comptabilisation des allocations familiales en 1989.
b- La réalisation est l'estimé préliminaire publié dans le budget de 1995-96.
Source: Les prévisions sont tirées des budgets de la province de Québec de 1962-63 à 1995-96. Les réalisations sont celles publiées dans les Comptes Publiques.

La statistique Durbin-Watson de la régression du modèle du MFQ indiquait une autocorrélation des résidus. Il existe certainement un lien entre ce fait et le rejet de l'efficience faible. D'ailleur, le modèle suppose que les ratios des taux marginaux des différentes sources de revenus sont constants. Peut-être (et même probablement) cette hypothèse n'est elle pas vérifiée? Existe-t-il une tendance quelconque dans ces ratios? Le taux moyen utilisé en est-il en cause? Ce sont là des questions intéressantes, mais dont les réponses n'ajouteront rien au modèle, à moins de trouver une meilleure manière de projeter les statistiques fiscales d'une année donnée dans le passé et dans le futur.

Le problème d'autocorrélations des erreurs n'en est pas vraiment un. D'abord, l'erreur quadratique moyenne de la régression (voir section 4.4) est suffisamment faible pour ne pas s'en soucier. Ensuite, les variables indépendantes tout comme les variables dépendantes contiennent des erreurs de mesure. Dans une pareille situation, Dagenais (1994) propose de ne pas corriger pour l'autocorrélation. Cela pourrait augmenter la variance et agraver le biais[75] possiblement présent dans l'estimé.

En ce qui concerne l'élasticité-revenu générée par le modèle, il faut être prudent. Ce n'est pas la bonne mesure de progressivité car elle s'appuie sur des statistiques fiscales hypothétiques. À cette fin, il serait préférable d'utiliser la formule adaptée de Hutton & Lambert (1980), ce qui amène la proposition suivante: Ajouter un tableau à la publication actuelle des statistiques fiscales québécoises qui présenterait un tableau détaillé subdivisé par taux marginal maximal.

[75] L'autocorrélation des résidus indique qu'il reste de l'information non utilisée dans les données. Cette information restante peut être le résultat de l'omission d'une variable dans l'équation de régression, ce qui biaise les estimés. C'est ici une possibilité.

CHAPITRE 5 - CONCLUSION

5.0 CONCLUSION

À la lumière du chapitre 2, les facteurs importants pouvant influencer la prévision de l'IQRP et la valeur de l'élasticité-revenu ont été identifié: la structure d'imposition, la distribution du revenu, les effets de base et de taux, la variabilité de l'élasticité dans le temps, les sources de la croissance nominale et la composition du revenu personnel agrégé et finalement, l'interaction entre les différentes taxes. Ce dernier élément a été négligé pour des raisons pratiques.

Une méthode alternative pour calculer l'impôt[76] à partir d'aussi peu que 11 tranches de revenus a été proposée et montrée meilleure que la pratique répandue de la moyenne par tranche. La spécification du modèle du MFQ a été mise à jour, réinterprétée et justifiée d'un point de vue théorique. Elle constitue la meilleure disponible dans le cas de l'IQRP. Elle est basée sur l'hypothèse raisonnable (ou du moins, plus que tout autre vue dans la littérature) que les taux marginaux relatifs de différents types de revenus sont constants dans le temps. La présence de résidus positivement corrélés est probablement la source du rejet de l'hypothèse de prévisions efficientes (forme faible). Il n'y a toutefois pas lieu de corriger pour cette autocorrélation puisque la variable indépendante contient des erreurs de mesures.

Enfin, une formule exacte de l'élasticité-revenu (Hutton & Lambert (1980)) a été adaptée pour tout régime utilisant des exemptions, des crédits d'impôt et une table de taux marginaux progressifs. La mesure de l'élasticité-revenu du modèle du MFQ est biaisée car elle s'appuit sur des statistiques fiscales hypothétiques. Elle doit être utilisée avec soin.

[76] Net de crédits d'impôt.

BIBLIOGRAPHIE

Alan J. Auerbach, *Public Finance in Theory and Practice*. National Tax Journal, vol. 36, no. 1, March 1993, p. 519.

Gerald E. Auten and Edward H. Robb, *A General Model for State Revenue Analysis*. National Tax Journal, vol. 29, 1976, p. 422-435.

Robert E. Berney and Bernard H. Frerichs, *Income Elasticities for State Tax Revenues: Techniques of Estimation and Their Usefulness for Forecasting*. Public Finance Quarterly, vol. 1, no. 4, 1973, p.409-425.

Bradley M. Braun, *Measuring Tax Revenue Stability With Implications for Stabilisation Policy: A Note*. National Tax Journal, vol. 41, no. 4, December 1988, p. 595.

Edgard K. Browning, *Elasticities, Tax Rates and Tax Revenue.* National Tax Journal, vol. 32, no. 4, March 1989, p. 45.

Gregory C. Chow, *Test of Equality Between two Sets of Coefficients in two Linear Regressions*. Econometrica, vol. 28, 1960, p. 591-605.

Marcel Dagenais, *Parameter estimation in regression models with errors in the variables and autocorrélated disturbances*. Journal of Econometrics, vol. 64, p. 145-163.

Richard F. Dye and Therese J. McGuire, *Growth and Variability of State Individual Income and General Sales Taxes*. National Tax Journal, vol. 34, no. 1, March 1991, p. 55.

Daniel R. Feenberg, William Gentry, David Gilroy and Harvey S. Rosen, *Testing the Rationality of State Revenue Forecasts*. Review of Economics and Statistics, vol. , 1989.

Ann F. Friedlaender, Gerald J. Swanson and John F. Due, *Estimating Sales Tax Revenue Changes in Response to Changes in Personal Income and Sales Tax Rates*. National Tax Journal, vol 26, 1973, p. 103-110.

Fries, Hutton and Lambert, *The Elasticity of the U. S. Individual Income Tax: Its Calculation, Determinants and Behavior*. Review of Economics and Statistics, vol. 64, 1982, p. 147-151.

William M. Gentry, *Do State Revenue Forecasters Utilise Available Information*. National Tax Journal, vol. 42, no. 4, December 1989, p. 429.

Miguel Gouveia and Robert P. Strauss, *Effective Federal Individual Income Tax Functions: An Exploratory Empirical Analysis*. National Tax Journal, vol. 37, no. 2, June 1994, p. 317.

David Greytak and Richard McHugh, *Inflation and the Individual Income Tax*. Southern Economic Journal, vol. 45, no. 1, 1978, p. 168-180.

David Greytak and Jerry Thursby, *Functional Forms in State Income Tax Elasticity Estimation*. National Tax Journal, vol. 23, no. , 1979, p. 195-200.

David Greytak and J. Thursby, The Elasticity of State Income Taxes: A further Consideration. National Tax Journal, vol. 33, no. 4, December 1980, p. 497.

Harold M. Groves and C. Harry Khan, The Stabilty of State and Local Tax Yields. American Economic Review, vol. 42, March 1952, p. 87-102.

Roger S. Hewett and Susan C. Stephenson, Tax Interdependance: A Reply. National Tax Journal, vol. 39, no. 2, June 1986, p. 249.

Roger S. Hewett and Susan C. Stephenson, State Tax Revenues Under Competition. Natrional Tax Journal, vol. 36, March 1983, p. 95-101.

Hutton and Lambert, Inequality and Revenue Elasticity in Tax Reform. Scottish Journal of Political Economy, vol. 30, no. 3, 1983, p. 221-234.

D. Joulfaian, Revenue Estimation and Progressivity: the Case of the Massachussets Income Tax. National Tax Journal, vol. 35, no. 3, September 1985, p. 415.

D. Joulfaian, Revenue Estimation and Progressivity: the Case of the Massachussets Income Tax. National Tax Journal, vol. 35, no. 3, September 1985, p. 415.

Lambert and Aronson, Inequality Decomposition Analysis and the Gini Coefficient Revisited. Economic Journal, vol. 103, 1993, p.1221-1227.

John B. Legler and Perry Shapiro, Estimating Tax Revenue Changes in Response to Changes in Tax Rates. National Tax Journal, vol. 26, 1973, p. 111-113.

John B. Legler and Perry Shapiro, The Responsiveness of State Tax Revenue to Economic Growth. National Tax Journal, vol. 21, no. 1, 1956, p. 46-56.

E. J. Mishan and Dicks-Mireaux, L. A. (1958). Progressive Taxaion in an Inflationary Economy. American Economic Review, vol. 48, pp.590-606.

Selma J. Mushkin and Gabrielle C. Lupo, Project '70. Review of Economics and Statistics, vol. 49, 1967, p. 237-245.

William D. Nordhaus, Forecasting Efficiency: Concepts and Applications. Review of Economics and Statistics, September 1987, p. 667-674.

Morris Norman and R. Robert Russel, A Personal Income Tax Simulation Model. National Tax Journal, vol. 23, 1970, p. 429-434.

A. R. Prest(1962). The Sensivity of the Yield of Personal Income Tax in the United Kingdom. Economic Journal, vol. 72, pp.576-96.

Cadwell L. Ray, A Note on State Stability Criteria. National Tax Journal. vol. 19, 1966, p. 207-209.

Raymond J. Ring Jr., Tax Interdependance and the Importance of Using a Correctly Specified Estimating Equation. National Tax Journal, vol. 39, no. 2, June 1986, p. 245.

Neil M. Singer, *The Use of Dummy Variables in Estimating the Income Elasticity of State Income Tax Revenues*. National Tax Journal, vol. 21, 1968, p. 200-204.

Neil M. Singer, *Estimating State Income Tax Revenues: A New Approach*. The Review of Economics and Statistics, vol. 52, no. 4, 1970, p. 427-433.

Marvin Snowbarger and John Kirk (1973). *A Cross-Sectional Model of Built-in-flexibility, 1954-1969*. National Tax Journal, vol. 26, pp. 241-9.

Daniel Suits. *Measurement of Tax Progressivity*. American Economic Review, vol. , September 1977, p. 747-52.

William Vickrey, *Some Limits to the Income Elasticty of Income Tax Yields*. Review of Economics and Statitstics, vol. 31, no. 2, May 1949, p. 140-144.

William H. Waldorf, *The Responsiveness of Federal Income Taxes to Income Change*. Survey of Current Bussiness (1967), p. 32-45.

Michael Wasylenko, *Estimating the Elasticity of State Personal Income Taxes*. National Tax Journal, vol. 28, 1975, p. 139-142.

Walton Terry Wilford, *State Tax Stability Criteria and the Revenue Income Elasticity Coefficients Reconsidered*. National Tax Journal, vol. 18, 1965, p. 304-312.

Nout Wellink, *Sensitivity of Personal Income Tax Revenue*. National Tax Journal, vol. 27, 1974, p. 357-360.

Rati Ram, *Elasticity of Individual Income Tax in the U.S.: Further Evidence from Cross-Section Data*. National Tax Journal, vol. 34, no. 1, March 1991, p. 93.

ANNEXE 1

Pour calculer son impôt à payer, le contribuable québécois doit :

1- Calculer son revenu total (REVTOT).
2- Lui soustraire une série de déductions (DEDI), le résultat est appelé revenu net (REVNET)
3- Soustraire d'autres déductions (DED2), le résultat est appelé revenu imposable (REVIMP).
4- Calculer les crédits d'impôt personnels (CREDIT).
5- Déterminer son impôt sur le revenu imposable.
6- Soustraire à l'impôt sur le revenu imposable les crédits d'impôt personnels, ce qui donne l'impôt net des crédits d'impôt personnels.
7- Soustraire et/ou ajouter une série de crédits et rajustements d'impôt mineurs, ce qui donne l'impôt à payer.

La structure d'uniformisation est très semblable. Les différences se résument à l'exclusion plusieurs déductions et crédits. Les étapes sont les mêmes à l'exception de la dernière qui est omise et de la $4^{ième}$, celle qui concerne les crédits d'impôt personnels auxquels on ajoute le crédit d'impôt pour dividendes (qui fait normalement partie de l'étape 7).

Le fait de faire évoluer le revenu total des contribuables de l'année de base comme la base ajustée moyenne, tout en gardant les contribuables de l'année de référence fixes, a un impact sur le revenu imposable et sur les crédits d'impôt. Le raisonnement suivant est appliqué.

D'abord, on garde fixe le nombre et la distribution des contribuables de l'année de référence. Ensuite, le revenu imposable uniforme de chaque année est déterminé en supposant les relations suivantes:

$QREVTOT_t - D1_t = REVNET_t$

$REVNET_t - D2_t = QREVIMP_t$

De plus on suppose que $D1_t$ est fonction du revenu total, mais pas $D2_t$:

$D1_t = f\ (Qrevtot_t)$

$D2_t = f(\ ...\ )$

Alors, si $QREVTOT_t = QREVTOT_{base} \times INDICE_t$

$\Rightarrow \quad REVNET_t = REVNET_{base} \bullet INDICE_t$

Il faut bien sûr uniformiser le revenu imposable:

$QREVIMP_{base} - QTOT\_Ri_{base} = REVUNI_{base}$

$\Rightarrow \quad REVUNI_t = REVUNI_{base} + \Delta$ de REVNET

$REVUNI_t = REVUNI_{base} + (REVNET_t - REVNET_{base})$

$REVUNI_t = REVUNI_{base} + REVNET_{base} \bullet INDICE_t - REVNET_{base}$

Et finalement:

$$\boxed{REVUNI_t = REVUNI_{base} + REVNET_{base}\ (INDICE_t - 1)}$$

Il faut ensuite obtenir les crédits d'impôt sur toute la période. On sait que certains crédits varient positivement (Créditvarp) avec le revenu total, d'autres varient négativement (Créditvarn) et il y a en même qui sont invariables (Créditinv). En appliquant le même raisonnement:

La relation pour l'année de base est:

$\text{Crédit total}_{base} = \text{Créditinv}_{base} + \text{crédidvar}_{base}$

$\text{Crédit total}_t = \text{Créditsinv}_{base} + \text{Créditsvar}_{base} + \Delta$ crédits

$\text{Crédit total}_t = \text{Créditsinv}_{base} + \text{Créditsvar}_{base} + (\text{Créditvarp}_t - \text{Créditvar}_{base}) - (\text{Créditvarn}_t - \text{Créditvarn}_{base})$

$\text{Crédit total}_t = \text{Créditsinv}_{base} + \text{Créditsvar}_{base} + \text{Créditvarp}_{base} \bullet (\text{Qindice}_t - 1) - \text{Créditvarn}_{base} \bullet (\text{Qindice}_t - 1)$

Tout ce processus est appliqué à chaque tranche de revenu de chaque année (passées et futures). On n'a ensuite qu'à appliquer les programmes de calcul d'impôt.

Les taux marginaux s'obtiennent exactement de la même façon, à une exception près. Avant de refaire ces calculs, on augmente l'indice de 1% en le multipliant par 1.

ANNEXE 2

La méthode utilisée pour faire cette preuve est essentiellement celle de Hutton & Lambert (1980). Elle est reprise ici en tenant compte d'un crédit d'impôt.

Un individu avec un revenu « x », une déduction « a » et un crédit d'impôt « c » paie un impôt correspondant à :

1.0 $$t = \sum_{i=1}^{j} m_{j-1}(\beta_i - \beta_{i-1}) + m_j(x - \beta_j - a) - c$$

si son taux marginal maximal de taxation est $^{MD}{}_{j.}$. Par ailleurs, la déduction et le crédit d'impôt dépendent du revenu du contribuable :

$c = \sigma(\gamma x + d)$ et $a = \theta x + b$ où

- d : montant forfaitaire aux fins du crédit
- b : montant forfaitaire de la déduction
- σ: taux de conversion des crédits d'impôt
- θ et γ : paramètres fiscaux ε [-1,1]

Sur le revenu du contribuable augmente d'une faible proportion δ, son impôt variera de :

2.0 $$\Delta t = m_j(\delta x - \Delta a) - \Delta c = m_j \delta x - \Delta a m_j - \Delta c$$

Si l'on fait la somme pour tous les contribuables dont le taux marginal maximal est m_j on obtient :

3.0 $$T_j = n_j \sum_{i=1}^{j} m_{i-1}(\beta_i - \beta_{i-1}) + m_j(X_j - A_j - n_j \beta_j) - C_j$$

où n_j : le nombre de contribuables dont le taux marginal maximal de taxation est m_j.

x_j : somme des revenus des contribuables dont le taux marginal maximal de taxation est m_j.

et la variation totale d'impôt :

4.0 $$\Delta T_j = m_j \delta X_j - m_j \Delta A_j - \Delta C_j$$

4.1 $$\Delta T_j = m_j \delta X_j - m_j \theta \delta X_j - \sigma\gamma\delta X_j$$

4.2 $$\Delta T_j = \delta X_j (m_j - m_j \theta - \sigma\gamma)$$

où

$$A_j = \theta X_j + n_j b$$
$$C_j = \sigma(\gamma X_j + n_j d)$$
$$\Delta A_j = \theta \Delta X_j = \theta \delta X_j$$
$$\Delta C_j = \sigma\gamma \Delta X_j = \sigma\gamma\delta X_j$$

Par ailleurs, la définition de l'élasticité est :

5.0 $$\eta = \frac{\left(\frac{\Delta T}{T}\right)}{\left(\frac{\Delta X}{X}\right)} = \frac{\Delta T}{T} \bullet \frac{X}{\Delta X} = \frac{\Delta T}{\delta T}$$

Étant donné que $T = \sum_{j=0}^{P} T_j$ et que $\Delta T = \sum_{j=0}^{P} \Delta T_j$

On a :

5.1 $$\eta = \frac{\sum_{j=0}^{P} \Delta T_j}{\delta T} = \frac{\sum_{j=0}^{P} \delta X_j \left(m_j - m_j\theta - \sigma\gamma\right)}{\delta T}$$

5.2 $$\eta - 1 = \frac{\sum_{j=0}^{P} \delta X_j \left(m_j - m_j\theta - \sigma\gamma\right)}{\delta T} - \frac{\sum_{j=0}^{P} T_j}{T}$$

5.3 $$\eta = 1 + \frac{\sum_{j=0}^{P} \left[X_j \left(m_j - m_j\theta - \sigma\gamma\right) - T_j\right]}{T}$$

Le numérateur du second terme du membre de droite dans l'équation 5.3 peut être développé (à l'aide de l'équation 3.0) de la façon suivante :

6.0 $$= \sum_{j=0}^{P} \left[X_j \left(m_j - m_j\theta - \sigma\gamma\right) - \left\{ n_j \sum_{i=1}^{j} m_{i-1}(\beta_i - \beta_{i-1}) + m_j\left(X_j - A_j - n_j\beta_j\right) - C_j \right\} \right]$$

6.1 $$= \sum_{j=0}^{P} \left[X_j \left(m_j - m_j\theta - \sigma\gamma\right) - n_j \sum_{i=1}^{j} m_{i-1}(\beta_i - \beta_{i-1}) - m_j X_j + m_j A_j + n_j m_j \beta_j C_j \right]$$

6.2 $$= \sum_{j=0}^{P} \left[X_j \left(m_j - m_j\theta - \sigma\gamma\right) - n_j \sum_{i=1}^{j} m_{i-1}(\beta_i - \beta_{i-1}) - m_j X_j + m_j\left(\theta X_j + n_j b\right) n_j m_j \beta_j + \sigma\left(\gamma X_j + n_j d\right) \right]$$

6.3 $$= \sum_{j=0}^{P} \left[X_j \left(m_j - m_j\theta - \sigma\gamma\right) - n_j \sum_{i=1}^{j} m_{i-1}(\beta_i - \beta_{i-1}) - m_j X_j + m_j\theta X_j + m_j n_j b + n_j m_j \beta_j + \sigma\gamma X_j + \sigma n_j d \right]$$

6.4 $$= \sum_{j=0}^{P}\left[X_j\left(m_j - m_j\theta - \sigma\gamma\right) - n_j\sum_{i=1}^{j} m_{i-1}(\beta_i - \beta_{i-1}) - X_j\left(m_j - m_j\theta - \sigma\gamma\right) + m_j n_j b + \sigma n_j d + n_j m_j \beta_j \right]$$

6.5 $$= \sum_{j=0}^{P}\left[m_j n_j b + n_j m_j \beta_j + \sigma n_j d - n_j \sum_{i=1}^{j} m_{i-1}(\beta_i - \beta_{i-1})\right]$$

6.6 $$= \sum_{j=0}^{P}\left(m_j B_j + \sigma D_j\right) + \sum_{j=0}^{P} n_j\left(m_j\beta_j - \sum_{i=1}^{j} m_{i-1}(\beta_i - \beta_{i-1})\right)$$

6.7 $$= \sum_{j=0}^{P}\left(m_j B_j + \sigma D_j\right) + \sum_{j=0}^{P} n_j\left(m_j\beta_j - \left[m_0(\beta_1 - \beta_0) + m_1(\beta_2 - \beta_1) + m_2(\beta_3 - \beta_2) + \ldots + m_{j-1}\right](\beta_i - \beta_{i-1})\right)$$

6.8 $$= \sum_{j=0}^{P}\left(m_j B_j + \sigma D_j\right) + \sum_{j=0}^{P} n_j\left[m_j\beta_j - m_{j-1}\left(\beta_j - \beta_{j-1}\right) - m_{j-2}\left(\beta_{j-1} - \beta_{j-2}\right) - \ldots - m_1\left(\beta_2 - \beta_1\right) - m_0\left(\beta_1 - \beta_0\right)\right]$$

6.9 $$= \sum_{j=0}^{P}\left(m_j B_j + \sigma D_j\right) + \sum_{j=0}^{P} n_j\left[m_j\beta_j + m_{j-1}\beta_{j-1} + m_{j-2}\beta_{j-2} + \ldots + m_0\beta_0 - m_{j-1}\beta_j - m_{j-2}\chi_{j-1} - \ldots - m_0\beta_1\right]$$

6.10 $$= \sum_{j=0}^{P}\left(m_j B_j + \sigma D_j\right) + \sum_{j=0}^{P} n_j\left[\sum_{i=1}^{j} m_i\beta_i - \sum_{i=1}^{j} m_{i-1}\beta_i\right]$$ car $m_0 = 0$

6.11 $$= \sum_{j=0}^{P}\left(m_j B_j + \sigma D_j\right) + \sum_{j=0}^{P} n_j\left[\sum_{i=1}^{j}(m_i - m_{i-1})\beta_i\right]$$

6.12 $$= \sum_{j=0}^{P}\left(m_j B_j + \sigma D_j\right) + \sum_{j=0}^{P}\left(m_j - m_{j-1}\right)\beta_j N_j$$

Si l'on substitue dans 5.3 :

$$\eta = 1 + \frac{\sum_{j=0}^{P}\left(m_j B_j + \sigma D_j\right) + \sum_{j=1}^{P}\left(m_j - m_{j-1}\right)\beta_j N_n}{T}$$

Q.E.D.

ANNEXE 3

DESCRIPTION DES MESURES DU MODÈLE D'UNIFORMISATION

MESURE 1 - CRÉDIT PERSONNEL DE BASE

Historique des changements (en année d'imposition)

1972 à 1974	:	1 500 $
1975 à 1979	:	3 600 $
1980	:	4 050 $
1981	:	4 350 $
1982	:	4 680 $
1983	:	5 030 $
1984 à 1990	:	5 280 $
1991	:	5 530 $
1992	:	5 780 $
1993 à 1995	:	5 900 $
1988 à 1995	:	Conversion en crédit d'impôt

L'uniformisation du crédit personnel de base à la structure YY = 1990 à 1995 est faite en deux étapes. D'abord, pour les années où il s'agissait d'une exemption (XX = 1972 à 1987), il faut ajouter au revenu imposable les montants réclamés pour cette exemption (QS1A). Ensuite, la procédure consiste à gonfler les montants réclamés sur la période 1972 à 1994 par la proportion constituée par le rapport entre le montant permis en YY et celui permis en XX. En multipliant ensuite par 0,2, on obtient le montant de crédit d'impôt qui aurait été réclamé (QS1B).

Variable d'input (contribuables imposables)

QEXB = Montant réclamé pour l'exemption personnelle de base de 1972 à 1994, par tranche de revenu.

QEXPERSB = Montant permis de l'exemption ou du crédit personnel de base.

Structure YY = 90 à 95

QS1AXXYY = -QEXBXX pour XX = 1972 à 1987

$$QS1BXXYY = QEXBXX \times \frac{QEXPERSBYY}{QEXPERSBXX} \times 0{,}2 \quad \text{pour } XX = 1972 \text{ à } 1994$$

MESURE 2 - CRÉDIT D'IMPÔT DE PERSONNE MARIÉE

Pour ce crédit d'impôt, les structures de 1990 à 1995 sont plus simples à simuler que ne l'était celle de 1984. Il fallait alors déduire du montant de la déduction le revenu net du conjoint exédant une certaine limite de revenu. Depuis 1986, le premier dollar de revenu net du conjoint réduit le niveau de la déduction et, depuis 1988, la déduction est devenue un crédit d'impôt. Aussi, le montant maximal de la déduction ou du crédit a changé au cours des années :

1972 à 1974	:	La déduction maximale est de 1 350 $.
1975 à 1977	:	La déduction maximale est de 1 900 $.
1978 à 1979	:	La déduction maximale est de 2 700 $.
1980	:	La déduction maximale est de 3 040 $.
1981	:	La déduction maximale est de 3 270 $.
1982	:	La déduction maximale est de 3 510 $.
1983	:	La déduction maximale est de 3 770 $.
1984 à 1985	:	La déduction maximale est de 3 960 $.
1986	:	La déduction maximale est de 4 560 $.
1987	:	La déduction maximale est de 4 880 $.
1988 à 1990	:	Le montant maximal permis pour le crédit d'impôt est de 5 280 $.
1991	:	Le montant maximal permis pour le crédit d'impôt est de 5 530 $.
1992	:	Le montant maximal permis pour le crédit d'impôt est de 5 780 $.
1993 à 1995	:	Le montant maximal permis pour le crédit d'impôt est de 5 900 $.

La conversion de la déduction en crédit d'impôt implique que deux mesures d'uniformisation. La première ajoute au revenu imposable le niveau observé de la déduction de 1972 à 1987 tandis que la seconde simule le crédit d'impôt que l'on aurait obtenu en appliquant la structure d'imposition de base (1990 à 1995).

Il y a deux façons de simuler les montants permis aux fins de crédit d'impôt. Une première, décrite en annexe, consiste à évaluer la variation du montant de la déduction (par tranche de revenu) du à l'application de la structure de base (1986 dans l'annexe). Il faudrait donc la modifier légèrement pour qu'elle calcule plutôt un montant permis pour crédit d'impôt. Ceci serait faisable pour les années 1972 à 1985 mais difficilement adaptable aux années 1988 à 1994 pour deux raisons :

1 - Les changements de définitions dans les variables à partir de 1986 (qui seront explicités plus loin).

2 - L'utilisation de compilations spéciales qui ne sont pas pour l'instant disponibles pour les années 1987 à 1994.

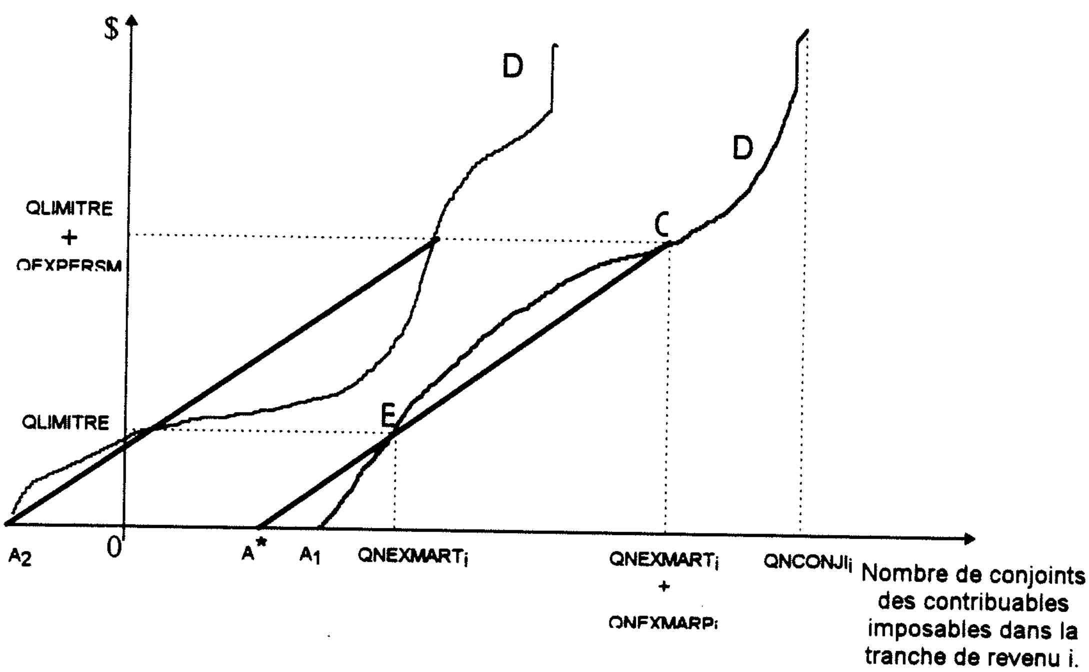
De plus, la méthode comporte plusieurs faiblesses inhérentes aux hypothèses qu'elle postule. Voici les principales:

- L'utilisation d'un ratio (PREVNUL) représentant la part des contribuables dont le revenu net du conjoint était nul dans le nombre total de contribuables à exemption de personne mariée comnplète. Ce ratio est calculé globalement (i. e. pour toutes les tranches de revenu) pour l'année de base seulement et appliqué aux autres années (1972 à 1985).
- Elle fait appel à des données provenant de compilations spéciales. Ceci rend les mises à jour du modèle plus longues, plus onéreuses et aussi plus complexes.
- L'usage extensif d'estimations dans les calculs (éléments 5, 6, 7 et 8 de la matrice QVXXYY de l'ancien modèle d'uniformisation).

En réponse à ces critiques, quelqu'un pourrait dire (avec raison) qu'il est inévitable de faire des hypothèses pour simuler une structure fiscale de base, compte tenu du nombre limité des variables disponibles au modélisateur. Ce que l'on peut éviter par contre, ce sont les hypothèses trop restrictives. Or, l'utilisation de PREVNUL, qui suppose un même ratio pour toutes les tranches de revenu et pour toutes les années, en est une. De plus, il est bien important d'utiliser le maximum d'information provenant des statistiques disponibles. En utilisant PREVNUL on viole ce principe, car on fait l'hypothèse implicite qu'il est endogène à la structure fiscale de base alors qu'en fait c'est une caractéristique de l'année de base qui est exogène à la structure fiscale; i.e. que ce ratio est indépendant de, et doit être obtenu indépendemment de la structure fiscale de base.

Il est possible, par quelques raisonnements logiques, d'obtenir un PREVNUL pour chaque tranche de revenu et pour chaque année de 1972 à 1985. Le tout est schématisé au graphique 1. Si l'on mesure sur l'axe des X le nombre de conjoints des contribuables mariés d'une tranche de revenu i par ordre croissant de revenu net, et que l'on mesure ce dernier sur l'axe des Y, on obtient la distribution du revenu net des conjoints des contribuables mariés de la tranche de revenu i. Deux exemples d'une telle distribution sont dessinés dans le graphique, soit les courbes D_1 et D_2 .

Graphique 1



La forme exacte de ces courbes est inconnue, mais on connait deux points par lesquels elle passe assurément[1]: le point C, dont les coordonnées sont (QNEXMARP+QNEXMAR, QLIMITRE+QEXPERSM) et le point B, de coordonnées (QNEXMART, QLIMITRE). Parmi ces variables, seule QNEXMART est inconnue. La logique veut cependant que ce nombre de

[1] Une condition suffisante pour cela est que le nombre de personne mariées par tranche de revenu soit plus grand que le nombre de contribuables ayant droit à une exemption complète ou partielle, ce qui est vérifié selon toute vraissemblance.

contribuables ayant droit à une exemption complète de personne mariée s'obtienne par le montant total d'exemption de personnes mariées à exemption complète (QEXMAR), divisé par le montant permis de l'exemption de personne mariée (QEXPERSM) de l'année XX.

La distribution D_1 est estimée à partir de la droite passant par ces deux points. La valeur de PREVNUL est ensuite donnée par le rapport des segments 0_A* sur 0_QNEXMART. Il peut arriver que le A* généré par ce procédé soit négatif. Ce serait le cas avec une distribution comme D_2. Dans ce cas, il suffit de fixer PREVNUL à 0. L'expression algébrique pour la valeur de A* est:

$A_i^* = QNEXMART_i - QNEXMARP_i \times QLIMITRE / QEXPERSM$

... avec les définitions suivantes:

QEXPERSM	:	Exemption de personne mariée.
QLIMITRE	:	Limite de revenu du conjoint sous laquelle l'exemption complète est permise.
$QEXMAR_i$	:	Montant total d'exemption de personne marié à exemption complète.
$QNEXMARP_i$	:	Nombre de personne mariées à exemption partielle.

... et i dénote la tranche de revenu.

Il y a, en annexe, la description de l'approche utilisée par le passé (structure 1984 et 1986). Elle nécessite l'utilisation de PREVNUL, de même que les éléments 5, 6, 7 et 8 de la matrice QQVXXYY. Pour simuler les structures de 1990 à 1995, la DAPRA pourrait difficilement utiliser l'ancienne méthode, à cause des changements de définitions des variables disponibles à partir de 1986. La solution la plus simple et la moins coûteuse est d'utiliser la méthode basée sur l'approche géométrique précédente. Elle demeure valable tant et aussi longtemps que la distribution du revenu net des conjoints passe par le point C.

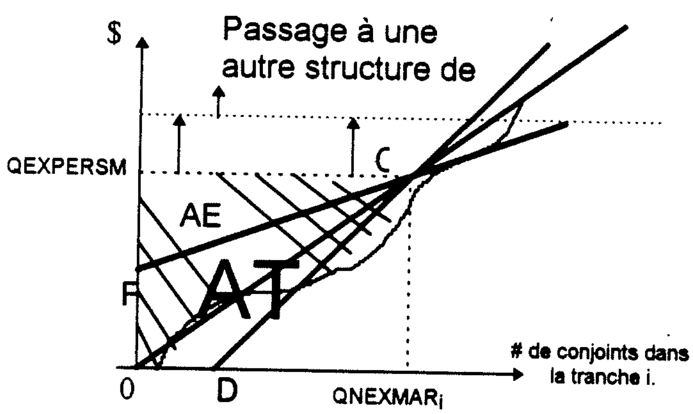
Pour la période 1986 à 1994, le cadre d'analyse offre trois possiblités distinctes. Elles sont plus claires si l'on se réfère au graphique 2 présenté plus bas. D'abord, la variable QEXMAR (de 1986 à 1994) représente la surface AE. La surface AT quant à elle représente la valeur maximale de QEXMAR, c'est-à-dire celle que l'on observerait si tous les contribuables ayant un montant permis pour personne mariée non nul avait droit au montant maximal. Les trois cas possibles sont:

1 - (AE/AT) = 0,5 et la droite estimée pour la distribution du revenu net des conjoints passe par l'origine et le point C.

2 - (AE/AT)>0,5 et la droite passe par les points D et C.

3 - (AE/AT)<0,5 et la droite passe par les points F et C.

Graphique 2



Formellement, l'approche proposée pour l'uniformisation de cette déduction est la suivante :

Modification au revenu imposable pour YY = 1990 à 1995 :

$QS2AXXYY_i = -(QEXMARXX_i + QNEXMARPXX_i \times QEXPERSMXX/2)$

pour XX = 1972 à 1985

$QS2AXXYY_i = -QEXMARXX_i$

pour XX = 1986 et 1987

$QS2AXXYY_i = 0$

pour XX = 1988 à 1994

Montant permis simulé pour YY = 1990 à 1995 :

Si XX = 1972 à 1985 :

$AXX_i = (QEXMARXX_i - QLIMITREXX \times QNEXMARPXX_i) / QEXPERSMXX$

$MXX_i = QEXPERSMXX / QNEXMARPXX_i$

$BXX_i = QLIMITREXX - QEXMARXX_i / QNEXMARPXX_i$

$$XXX_i = \frac{QEXMARXX_i}{QEXPERSMXX} + \frac{(QEXPERSMYY - QLIMITREXX)}{MXX_i}$$

$QS2BXXYY_i = 0{,}2 \times QEXPERSMYY \times (XXX_i + AXX_i) / 2$ si $AXX_i > 0$

$QS2BXXYY_i = 0{,}2 \times (QEXPERSMYY - BXX_i) \times XXX_i / 2$ si $AXX_i < 0$

si XX = 1986 à 1994, il y a deux cas :

1) $QEXMARXX_i / (QEXPERSMXX \times QNEXMARXX_i) \geq 0,5$

$AXX_i = 2 \times QEXMARXX_i / QEXPERSMXX - QNEXMARXX_i$

$MXX_i = QEXPERSMXX / (QNEXMARXX_i - AXX_i)$

$BXX_i = -MXX_i \times AXX_i$

$XXX_i = QEXPERSMYY / (XXX_i - AXX_i)$

$QS2BXXYY_i = 0,2 \times QEXPERSMYY \times (XXX_i + AXX_i) / 2$

2) $QEXMARXX_i / (QEXPERSMXX \times QNEXMARXX_i) < 0,5$

$BXX_i = QEXPERSMXX - 2 \times QEXMARXX_i / QNEXMARXX_i$

$MXX_i = (QEXPERSMXX - BXX_i) / QNEXMARXX_i$

$AXX_i = -BXX_i / MXX_i$

$XXX_i = (QEXPERSMYY - BXX_i) / MXX_i$

$QS2BXXYY_i = 0,2 \times (QEXPERSMYY - BXX_i) \times XXX_i / 2$

i indique la tranche de revenu.

Note : XXX_i ne peut jamais être > $QDECLXX_i$

MESURE 3 - ABOLITION DE L'EXEMPTION D'ÉQUIVALENT DE PERSONNE MARIÉE (personne à charge ou soutien de famille)

L'abolition en 1988 de l'exemption d'équivalent de personne mariée dans la structure selon laquelle on uniformise implique que les montants réclamés au titre de cette exemption pour l'année XX soient ajoutés au revenu imposable de cette année[2]. Dans les statistiques fiscales, les montants réclamés se subdivisent en deux :

- les montants réclamés pour une exemption complète, si la personne à charge a un revenu net inférieur à la limite de revenu de l'année XX;
- les montants réclamés pour une exemption partielle lorsque le revenu net de la personne à charge est supérieur à la limite.

Variable d'input (contribuables imposables)

QEXCHAR : Exemption d'équivalent de personne mariée pour une personne à charge dont le revenu net était inférieur à la limite (exemption complète), de 1972 à 1985.

QEXCHARP : Exemption d'équivalent de personne mariée pour une personne à charge dont le revenu net est supérieur à la limite (exemption partielle), de 1972 à 1985.

[2] Les valeurs de ces variables correspondant aux années 86 et 87 sont contenues dans la variable QEXPCHAR. Pour cette raison, la valeur de la mesure est nulle à partir de 1986.

Modification du revenu imposable, structure YY = 1990 à 1995

QS3XXYY	=	-(QEXCHARXX + QEXCHARPXX)	pour XX = 72 à 95
	=	0	pour XX = 86 à 94

3.4 MESURE 4 - CRÉDIT D'IMPÔT POUR MEMBRE D'UN ORDRE RELIGIEUX

L'exemption pour religieux n'a été instaurée qu'en 1973[3]. En conséquence, l'hypothèse fut faite qu'en 1972, le niveau de l'exemption était le même qu'en 1973. Elle a ensuite été convertie en crédit d'impôt en 1988. Ceci implique qu'il y a en fait deux mesures concemant cet élément du code fiscal. La première sert à modifier le revenu imposable (QS4A) tandis que la seconde simule le crédit d'impôt accordé selon la structure YY.

Variables d'input (contribuables imposables)

QEXREL : Montant total permis ou exemption totale pour des membres d'un ordre religieux de 1972 à 1994, par tranche de revenu.

QEXORDRE : Niveau du montant permis de 1972 à 1995.

Structure YY = 90 à 95

$$QS4AXXYY = -QEXRELXX \qquad \text{pour } XX = 1973 \text{ à } 1987$$

$$QS4BXXYY = \left[\frac{QEXORDREYY}{QEXORDREXX} \right] \times QEXRELXX \times 0{,}2$$

pour XX = 1972 à 1994

[3] Auparavant, les contribuables pouvaient déduire 100 % du montant remis à la communauté; avec la mise en place de l'exemption, cette déduction est plafonnée à 20 % du revenu net, au même titre que les dons de charité.

3.5 MESURE 5 - CRÉDIT D'IMPÔT EN RAISON DE L'ÂGE

Exemption en raison d'âge (QS5XXYY)

1972 à 1985	:	L'exemption pour raison d'âge n'est pas réduite par les revenus du contribuable. Seul le montant de l'exemption varie.
1986	:	L'exemption pour raison d'âge est réduite par les revenus de travail des contribuables.
1987	:	L'exemption est réduite du revenu de travail du contribuable ou du conjoint excédant 10 000 $.
1988 à 1993	:	On revient à la structure de 1985, sauf que l'exemption est transformée en crédit (2 200 $ x 20 % = 440 $).

Variable d'input (contribuables imposables)

QEXA	:	Montant permis pour le crédit en raison d'âge.
QEXAGE	:	Montant du crédit en raison d'âge réclamé.

Structure YY = 90 à 95

QS5AXX = -QEXAGEXX pour XX = 72 à 87.

$$QS5BXX = \left[\underline{QEXAYY} \right] \times (QEXAGEXX + QGAINAGEXX) \times 0{,}2$$

$$\left[\ \text{QEXAXX}\ \right]$$

pour XX = 72 à 94.

Estimation de QGAINAGE

En 1986 et 1987, le montant permis pour l'exemption est le même qu'en 1985 et que de 1988 à 1990. Par contre, les contribuables ayant des revenus de travail et d'entreprise verraient leur exemption augmenter si celle-ci n'était plus réduite par ces revenus. Pour ces années, cette diminution de revenu imposable est estimée par la variable QGAINAGE.

Variables d'input (contribuables imposables)

QNCONT65 : Nombre de contribuables imposables de 65 ans et plus, par tranche de revenu imposé en 1986 et 1987.

Estimation :

QEXAGEEXX = QNCONT65XX x QEXAXX pour XX = 86 et 87.

QGAINAGEXX= QEXAGEEXX - QEXAGEXX pour XX = 86 et 87.

= 0 pour XX = 72 à 85 et de 88 à 94.

3.6 MESURE 6 - CRÉDIT D'IMPÔT POUR PERSONNE INVALIDE

Historique des changements

1972-1973	:	Le montant permis est de 650 $
1974-1977	:	Le montant permis est de 1 000 $
1978-1979	:	Le montant permis est de 1 500 $
1980	:	Le montant permis est de 1 690 $
1981	:	Le montant permis est de 1 810 $
1982	:	Le montant permis est de 1 950 $
1983	:	Le montant permis est de 2 100 $
1984-1995	:	Le montant permis est de 2 200 $
1986	:	Harmonisation à la définition élargie de personnes invalides présentée par le gouvernement fédéral lors de son Discours sur le budget du 25 mai 1985.
1988	:	Conversion de l'exemption en crédit d'impôt.

Variables d'input (contribuables imposables)

QEXINV	=	Exemption pour invalidité, par tranche de revenu imposé.
QEXPINV	=	Montant permis pour le crédit d'impôt personnel.

Structure YY = 90 à 95

$$QS6AXXYY = -QEXINVXX$$

pour XX = 72 à 87

autrement

$$QS6BXXYY = \left(\left[\frac{QEXPINVYY}{QEXPINVXX}\right] \times QEXINVXX + CHOCXX\right) \times 0{,}2$$

pour XX = 72 à 94

Calcul de CHOCXX

$$QDECLINVXX = \sum_{i=1}^{43}\left(\frac{QEXINVXX_i}{QEXPINVXX_i}\right)$$

pour XX = 72 à 86

$$PM8085 = \sqrt[5]{\frac{QDECLINV\ 85}{QDECLINV80}} - 1$$

$$QDECLINV86^{*} = QDECLINV85 \times (1 + PM8085)$$

$$CHOC86 = QDECLINV86 - QDECLINV\ 86^{*}$$

$$CHOCXX = \left(\frac{CHOC\ 86}{QDECLINV\ 86 - CHOC86}\right) \times QDECLINV\ XX \times QEXPINVYY$$

pour XX = 72 à 85

$$CHOCXX_j = CHOC\ XX \times \frac{QEXINVXX_j}{\sum_{i=1}^{n} QEXINVXX_i}$$

où j = 1 à 43

et pour XX = 72 à 85

$= 0$

pour XX = 86 à 94

3.7 MESURE 7 - EXEMPTIONS POUR ENFANTS À CHARGE ET POUR AUTRES PERSONNES À CHARGE

La structure des exemptions pour enfants à charge et pour autres personnes à charge a été complètement modifiée à partir de l'année d'imposition 1986 (réf. tableau en annexe).

Le montant des exemptions pour enfants à charge est déterminé par le rang de l'enfant plutôt que par l'âge. De plus, les enfants de moins de 16 ans donnent désormais droit à une exemption. Les personnes à charge de 18 ans et plus souffrant d'un handicap physique ou mental donnent droit à un montant d'exemption plus élevé que celui accordé à l'égard des enfants à charge; les personnes à charge, étudiants au niveau post-secondaire font désormais l'objet d'une exemption spécifique.

Suite à ces modifications, on ne dispose pas de l'information nécessaire pour faire le lien entre l'ancienne et la nouvelle structure; on doit donc exclure ces mesures de la structure d'uniformisation. Les montants réclamés au titre des exemptions pour enfants à charge et autres personnes à charge devront être ajoutés au revenu imposable sur la période 1972 à 1994.

Variables d'input (contribuables imposables)

QEXENF : Montant réclamé de l'exemption pour enfants à charge de 72 à 82 et de 88 à 93, par tranche de revenu.

QEXPERE : Montant réclamé de l'exemption pour autres personnes à charge de 72 à 82 et de 88 à 93, par tranche de revenu.

QEXPCHAR : Somme du montant réclamé des exemptions pour enfants à charge et pour autres personnes à charge de 83 à 87, par tranche de revenu.

QEXINF : Montant réclamé de l'exemption pour personne à charge atteinte d'une déficience physique ou mentale de 86 à 93, par tranche de revenu.

QEXPOST : Montant réclamé de l'exemption pour études post-secondaires, en 1986, par tranche de revenu.

Modification du revenu imposable : structure YY = 90 à 95.

QS7XXYY = -(QEXENFXX + QEXPEREXX) pour XX = 72 à 82 et de 88 à 94.

QS7XXYY = QEXPCHARXX pour XX = 83 à 87 (sauf 1986).

QS786YY = -(QEXPCHAR86 + QEXEPOST86).

EXEMPTION POUR ENFANTS À CHARGE ET POUR AUTRES PERSONNES À CHARGE

Ancienne structure	**Nouvelle structure**	
	1986 à 1987	1988 à 1990
Exemption pour une personne à charge âgée de 16 ou 17 ans.	Exemption pour une personne à charge de 21 ans ou moins. 1^{re} : 2^{e} et suivants :	Exemption pour une personne à charge de 18 ans ou moins. 1^{re} : 2^{e} et suivants :
Exemption pour une personne à charge âgée de 18 ans à 20 ans.	Exemption additionnelle pour 1^{re} personne à charge famille monoparentale.	Exemption additionnelle pour 1^{re} personne à charge famille monoparentale.
Exemption pour une personne à charge de 21 ans	Exemption pour une personne à charge de 21 ans et plus atteinte	Exemption pour une personne à charge de

et plus étudiant au post-secondaire avec une infirmité.	d'une infirmité.	18 ans et plus - Exemption générale - Atteinte d'une infirmité
	Exemption pour une personne à charge de 21 ans et plus aux études post-secondaires.	Exemption pour une personne à charge de 18 ans et plus aux études post-secondaires. Transformation des exemptions en crédits.

3.8 MESURE 8 - ABOLITION DE LA DÉDUCTION UNIFORME DE 100 $

Cette mesure est abolie depuis l'année d'imposition 1986. Auparavant, un contribuable pouvait choisir entre cette déduction de 100 $ et les déductions pour frais médicaux et dons de charité.

Pour uniformiser les années 1972 à 1985 selon la structure en vigueur depuis 1986 les montants réclamés pour la déduction uniforme doivent être ajoutés au revenu imposable de ces années. Par contre, si cette déduction n'avait pas existé, les contribuables possédant des reçus de frais médicaux et de dons de charité totalisant moins de 100 $ plus 3 % de leur revenu net auraient réclamé une déduction pour le montant des reçus dont ils disposaient; ces montants devront être ajoutés à ceux réclamés pour le crédit d'impôt pour frais médicaux. Les variables QDUNIF et PDUNIF décritent plus loin serviront à cette fin.

Variable d'input (contribuables imposables)

QDUNIF : Déduction uniforme, par tranche de revenu imposé de 1972 à 1985.

PDUNIF : La part estimée des déductions pour frais médicaux et dons de charité inférieures à 100 $ dans le montant réclamé au titre de la déduction uniforme en 1986.

Structure YY = 90 à 95

QS8XXYY = QDUNIFXX pour XX = 72 à 85.

QS8XXYY = 0 pour XX = 86 à 94.

Les statistiques fiscales de 1972 à 1985 ne foumissent pas l'information nécessaire pour estimer PDUNIF pour chacune de ces années. Par contre, avec le fichier SAFARI86 comprenant les statistiques fiscales d'un échantillon de contribuables de 1986, il est possible d'estimer PDUNIF en fixant la structure en vigueur dans les années antérieures.

Le programme ESTIME (ref. annexe) simule les déductions pour frais médicaux et dons de charité selon la structure en vigueur en 1986 et selon celle des années 1972 à 1985. Les résultats du programme ESTIME sont reproduits au tableau ci-dessus.

Déduction pour frais médicaux et dons de charité en 1986. Contribuables imposables		
	Avec déd. uniforme	**Sans déd. uniforme**
Réclamation de 100 $ et moins	15 282 211 $	249 724 736 $
Réclamation de plus de 100 $	375 870 401 $	375 870 401 $
Tous les imposables	391 152 612 $	625 595 137 $

Pour l'ensemble des tranches de revenu imposé :

$$\text{PDUNIF} = \frac{15\,282\,211}{249\,724\,736}$$

$$= 0{,}0612$$

3.9 MESURE 9 - DÉDUCTION POUR EMPLOI (DÉDUCTION GÉNÉRALE)

Historique des changements:

1972 à 1974	:	3 % du revenu de travail, maximum 150 $
1975 à 1985	:	3 % du revenu de travail, maximum 500 $
1986	:	6 % du revenu de travail, maximum 500 $
1987	:	6 % du revenu de travail, maximum 600 $
1988 à 1992	:	6 % du revenu de travail, maximum 750 $
1993	:	Abolition

L'uniformisation de cette mesure consiste d'abord à évaluer ce qu'aurait représenté la déduction générale, pour les années 1972 à 1994, si la structure d'imposition YY était appliquée. Cette estimation est donnée par la variable QDEDGENE. Il faut ensuite lui soustraire la déduction observée dans les statistiques fiscales.

Variable d'input (contribuables imposables)

QDEDGEN	=	Déduction pour emploi (déduction générale)
QDEDGENE	=	Estimation de la déduction pour emploi dans la structure fiscale de base.

Structure YY = 90 à 92

QS9XXYY	= QDEDGENEXX - QDEDGENXX	pour XX = 72 à 87
QS9XXYY	= 0	pour XX = 88 à 92
QS9XXYY	= QDEDGENEXX	pour XX = 93 et 94

Structure YY = 93 à 95

QS9XXYY	= -QDEDGENXX	pour XX = 72 à 92

La variable QDEDGENE n'est pas donnée par les statistiques fiscales et doit être estimée. Le programme ODEDGENE.SAS contient les calculs nécessaires et s'active à partir du menu du modèle de simulation de l'IQRP. On choisit, d'abord «UNIFORMISATION» puis «Estimations préliminaires...» et enfin «OUI» sous le nom de variable QDEDGENE. Les pages qui suivent exposent en détails le calcul de cette variable.

ESTIMATION DE QDEDGENE

Variables d'input

QREVSTXX : Revenus de salaires et traitements par tranche de revenu imposé en XX.

QDECLSTXX : Nombre de contribuables imposables ayant déclaré des revenus de salaires et traitements, par tranche de revenu imposé en XX.

QDEDGENXX : Déduction pour emploi réclamée par tranche de revenu imposé en XX.

Méthode d'estimation

1) Calcul de la déduction maximale théorique (DMT) dans la structure en vigueur pour XX = 1972 à 1992.

$$\text{DMTXX} = \text{QDECLSTXX} \times \text{Min} \left[\frac{0{,}02 \times \text{QREVSTXX}}{\text{QDECLSTXX}},\ 150\ \$ \right] \qquad \text{pour XX} = 72 \text{ à } 74$$

$$\text{DMTXX} = \text{QDECLSTXX} \times \text{Min} \left[\frac{0{,}03 \times \text{QREVSTXX}}{\text{QDECLSTXX}},\ 500\ \$ \right] \qquad \text{pour XX} = 75 \text{ à } 86$$

$$\text{DMTXX} = \text{QDECLSTXX} \times \text{Min} \left[\underline{0{,}06 \times \text{QREVSTXX}},\ 600\ \$ \right] \qquad \text{pour XX} = 87$$

$$DMTXX = QDECLSTXX \times \text{Min}\left[\begin{array}{c}QDECLSTXX \\ \dfrac{0{,}06 \times QREVSTXX}{QDECLSTXX}, 750\ \$\end{array}\right] \quad \text{pour } XX = 88 \text{ à } 92$$

2) Calcul de la déduction maximale théorique de la structure de base (DMT1) appliquée aux années XX = 72 à 94.

Structure YY = 1990 à 1992

$$DMT1XX = QDECLSTXX \times \text{Min}\left[\dfrac{0{,}06 \times QREVSTXX}{QDECLSTXX}, 750\ \$\right] \quad \text{pour } XX = 72 \text{ à } 94$$

3) Calcul du rapport entre la déduction effective et la déduction maximale théorique (DE).

$$DEXX = \frac{QDEDGENXX}{DMTXX} \quad \text{pour } XX = 72 \text{ à } 92$$

4) Calcul de la déduction estimée pour emploi.

$$QDEDGENEXX = DEXX \times DMT1XX \quad \text{pour } XX = 72 \text{ à } 92$$

$$QDEDGENE \quad DE92 \times DMT \quad \text{si } XX = 93 \text{ à } 94$$

Structure YY = 1993 à 1995

QDEDGENEXX = 0 pour XX = 72 à 94

3.10 MESURE 10 - DÉDUCTION POUR REVENUS D'INTÉRÊT ET DE DIVIDENDES

Historique des changements (en année d'imposition)

- 1972 et 1973 : Aucune déduction.

- 1974 : 1 000 $ Max, pour intérêt seulement, au net de certaines dépenses d'intérêt déduites.

- 1975 et 1976 : 1 000 $ Max, pour revenus d'intérêt brut et revenus de dividendes majorés.
  Taux de majoration : 33 1/3 % = 1,333 = 4/3.
  À compter de l'année d'imposition 1975, la déduction de 1 000 $ est transférable entre conjoints.

- 1977 et 1985 : 1 000 $ Max, pour revenus d'intérêt et de dividendes majorés au net de tout montant déduit au titre de dépenses en intérêt.

  · Restriction : En 1977 et 1978, cette déduction ne s'applique plus à l'égard d'un particulier dont plus de 25 % de son revenu de l'année provient d'une entreprise.
  Cette limite ne s'applique plus à compter de l'année d'imposition 1979; toute personne a donc droit à la déduction de 1 000 $.

- 1986 : Réduction de la déduction de 1 000 $ à 500 $, sauf pour les contribuables à la retraite :
  Déduction = 1 000 $ - Min (500 $, 0,5 Max (RT-X,0)).
  où RT = Revenu de travail
  x = 0, si âgées de moins de 65 ans.
  = 2 200, si âgées de 65 ans et plus.

- 1987 : Déduction de 500 $, sauf pour les contribuables à la retraite si leurs revenus de pension sont supérieurs à 500 $ et si leurs revenus de travail sont inférieurs à :
  13 200 $ pour une personne de 65 ans et plus;
  11 000 $ pour une personne de moins de 65 ans.

- 1988 : Abolition de cette déduction.

Variables d'input (contribuables imposables) :

QDINDIV : Montant de déduction réclamé pour intérêts et dividendes en XX par tranche de revenus imposés de 74 à 87.

Structure YY = 1990 à 1995

QS10XXYY = -QDINDIVXX pour XX = 74 À 87.

= 0 autrement.

3.11 MESURE 11 - DÉDUCTION POUR FRAIS DE GARDE D'ENFANTS

Cette déduction a subit un changement majeur en 1986. Le tableau qui suit en explique la nature.

	1972 à 1975	1976 à 1978	1979 à 1985	1986 et plus
Déduction maximale par enfant	500 $	1 000 $	2 000 $	- 3 510 $ pour les moins de 6 ans - 1 755 $ pour les 6 à 11 ans
Plafond en pourcentage du revenu gagné le plus faible	66 _ %	66 _ %	66 _ %	- 40 % si 1 enfant - 80 % si 2 enfants - 100 % si 3 enfants et plus
	La déduction doit être réclamée par le conjoint ayant le revenu le plus faible.			La déduction peut être réclamée par le conjoint ayant le revenu le plus élevé.

Le fait qu'à partir de 1986 la déduction puisse être répartie librement entre les conjoints et que les montants maximaux varient selon l'âge de l'enfant, rend l'ancienne méthode d'uniformisation inapplicable. La seule solution envisageable est d'exclure cette déduction des structures d'uniformisation de 1990 à 1993.

Dans le cas des structures de 1994 et 1995, la déduction devient un crédit d'impôt remboursable. Ceci ne change pas le calcul de la mesure, sauf que l'exclusion se situe alors au niveau des crédits d'impôt plutôt que des déductions.

Variable d'input (contribuables imposables)

QFRGAR : Déduction pour frais de garde d'enfants.

Structure 1990 à 1995

QS11XXYY : -QFRGARXX pour XX = 1972 à 1993

QS11XXYY : 0 pour XX = 1994

3.12 MESURE 12 - CRÉDIT D'IMPÔT POUR REVENUS DE RETRAITE

Historique des changements (en année d'imposition)

1975 : Implantation de la déduction.

1986 : La déduction maximale est réduite à 500 $ pour les contribuables non retraités. Les contribuables retraités peuvent bénéficier d'une déduction allant jusqu'à 1 000 $ s'ils n'ont pas de revenus de travail. Ainsi, un contribuable retraité âgé de 65 ans ou plus a droit à une déduction maximale égale à 1 000 $ moins le moindre de 500 $ ou 50 % de ses revenus de travail excédant 2 200 $. Dans le cas d'un contribuable retraité âgé de moins de 65 ans, sa déduction pour revenus de retraite peut atteindre 1 000 $ moins le nombre de 500 $ et 50 % de ses revenus de travail. La variable QGREVRET86 mesure la baisse de revenu imposable causée par l'abolition des restrictions à la déduction pour revenus de retraite instaurées en 1986.

1987 : La déduction maximale est réduite à 500 $ pour tous les contribuables (retraités et non-retraités). Les revenus de travail ne réduisent plus le montant de la déduction. La baisse de revenu imposable est mesurée par QGREVRET87.

1988 : La déduction est transformée en crédit d'impôt et le montant maximal se situe à nouveau à 1 000 $. Les revenus de travail réduisent plus le montant accordé.

L'uniformisation de cette mesure consiste d'abord à ajouter au revenu imposable le montant de la déduction de 1975 à 1987, car il s'agit d'un crédit d'impôt à partir de 1988.

Puis, afin de simuler le crédit d'impôt uniforme, il faut estimer quels auraient été les montants permis, de 1972 à 1994 si la structure YY avait été appliquée. Pour y arriver, il faut premièrement simuler la valeur de la déduction pour 1972 à 1974 ainsi que pour 1975 et 1976, les deux premières années d'implantation de la mesure. Ce faisant, on fait l'hypothèse implicite que le contribuable a mis environ deux ans à s'adapter à cette exemption. Le résultat est donné par la variable QDREVRTE. Les méthodes de calcul de cette dernière et aussi de QGREVRET sont exposées plus loin.

Structure YY = 1990 à 1995

Puisqu'il faut convertir une exemption en crédit d'impôt, il y a deux mesures QS12. La première modifie le revenu imposable (QS12A) et la seconde détermine le crédit d'impôt simulé (QS12B).

<u>Modification du revenu imposable</u> :

QS12AXXYY = -QDREVRTXX pour XX = 1975 à 1987

<u>Crédit d'impôt simulé</u> :

QS12BXXYY = QDREVRTEXX x 0,2 pour XX = 1972 à 1976

QS12BXXYY = QDREVRTXX x 0,2 pour XX = 1977 à 1985 et 1988 à 1994

QS12BXXYY = (QDREVRTXX + QGREVRETXX) x 0,2

pour XX = 1986 et 1987

La variable QDREVRTE, l'estimation de la déduction pour revenus de retraite de 1972 à 1976, est obtenue de la façon suivante :

Variables d'imput (contribuables imposables)

QDREVRT : Montant réclamé en 1977 pour la déduction pour revenus de retraite par tranche de revenu imposé.

QREVRET : Montant déclaré des revenus de retraite par tranche de revenu imposé en XX = 1972 à 1975.

Il s'agit de calculer le ratio de la déclaration effective observé en 1977 et de l'appliquer aux années précédentes.

1° étape : Calcul de la déduction effective en 1977 par tranche de revenu.

$$DE77 = \frac{QDREVRT77}{QREVRET77}$$

L'année 1977 devrait être plus représentative car elle est plus éloignée de l'année d'implantation de la mesure.

2° étape : Application du ratio de déduction effective aux revenus de retraite.

QDREVRTEXX = DE77 x QREVRETXX
pour XX = 1972 à 1976

Estimation de QGREVRET

QGREVRET : Baisse du revenu imposable causée par l'abolition des restrictions à la déduction de 1 000 $ de revenus de retraite en 1986 et 1987.

L'estimation de cette variable est faite à l'aide des données des fichiers SAFARI - Individus. Comme il ne fournit pas le montant des revenus de retraite servant à calculer la déduction, le calcul de la déduction dans la structure selon laquelle on uniformise ne peut être fait sur les mêmes bases que celui de la déduction réelle dans la déclaration du contribuable.

À partir des variables contenues dans SAFARI, les revenus de retraite sont estimés afin de ressembler le plus fidèlement possible à la définition utilisée dans la déclaration de revenus. Si les revenus de retraite d'un contribuable sont positifs, la déduction est calculée selon les deux structures. On peut par la suite déduire la baisse de revenu imposable entre les deux structures et la désagréger entre les classes de revenu imposé. Ainsi, pour toutes les observations du fichier correspondant à des contribuables imposables, on fait les calculs suivants :

1) Calcul des revenus de retraite (REVRET[4]) =

REVRET = RETRA + ENRET + RENTE

où RETRA = Prestations d'un régime de retraite

ENRET = Prestations d'un REER

RENTE = Rentes et autres revenus de retraite

Si les revenus de retraite ne sont pas nuls, on calcule la déduction à laquelle le contribuable aurait droit.

2) Calcul du revenu de travail et d'entreprise[1] :

REVTRAV = CASATP4 + PBOIRE + PASSAL +

[4] Tels que définis dans les grilles de calcul du montant pour revenus de retraite.

AFFAN + AGRIN+ PECHN +
PROFN + RCOMN - CADEGEN -YEURQ -YERRQ -
CADECHO - CAFOPEN - SYNDI - CADEPAD

où CASATP4	=	Revenus d'emploi
PBOIRE	=	Pourboires
PASSAL	=	Prestations d'assurance-salaire
AFFAN	=	Revenu d'affaires net
AGRIN	=	Revenu net d'agriculture
PECHN	=	Revenu de pêche net
PROFN	=	Revenu de profession net
RCOMN	=	Revenu de commission net
CADEGEN	=	Déduction pour emploi
YEURQ + YERRQ	=	Déduction pour contributions au RRQ
CADECHO	=	Déduction pour contributions à l'assurance-chômage
CAFOPEN	=	Déduction pour contributions à un régime de retraite
SYNDI	=	Déduction pour cotisations syndicales
CADEPAD	=	Dépenses reliées à l'emploi

3) Calcul de la déduction maximale dans la structure de 1986 (DEDMAX)

<u>Si ÂGE ≥ 65</u> =

DEDMAX = 1 000 $ - Min [500 $, 0,5 MAX (REVTRAV - 2 200 $)]

<u>Si ÂGE < 65</u> =

DEDMAX = 1 000 $ - Min [500 $, 0,5 REVTRAV]

où DEDMAX = déduction maximale permise pour le contribuable

4) Calcul de la déduction permise dans la structure de 1986 (CADRETR)

CADRETR = Min [DEDMAX, REVRET]

5) Calcul de la déduction dans la structure selon laquelle on uniformise (CADRETRM)

CADRETRM = Min [1 000 $, REVRET]

6) Hausse de la déduction pour revenus de retraite (VAREVRET)

VAREVRET = CADRETRM - CADRETR

7) Revenu imposable dans la structure selon laquelle on uniformise =

CAREVIMR = MAX [0, TOTREV - TOTDED + CAREMETAL - CATEXDED - VAREVRET - CADMETAL]

8) Variation du revenu imposable (QGREVRET86)

QGREVRET86 = CAREVIM - CAREVIMR

Dans UNIF862, QGREVRET86 est égal à VREVIMPR

Pour 1987

1) Calcul des revenus de retraite

REVRET = RETRA + ENRET

2) Calcul de la déduction permise dans la structure de 1987 (CADRETR)

CADRETR = Min [500, REVRET]

3) Calcul de la déduction dans la structure selon laquelle on uniformise (CADRETRM)

CADRETRM = Min [1 000 $, REVRET]

4) Hausse de la déduction pour revenus de retraite (VAREVRET)

VAREVRET = CADRETRM - CADRETR

5) Revenu imposable dans la structure selon laquelle on uniformise = (CAREVIMR)

CAREVIMR = MAX [0, TOTREV - TOTDED + CAREMETAL - CATEXDED - VAREVRET - CADMETAL]

6) Variation du revenu imposable (QGREVRET87)

QGREVRET87 = CAREVIM - CAREVIMR

Dans UNIF872, QGREVRET87 est égal à VREVIMPR

3.13 MESURE 13 - DÉDUCTION RELATIVE À L'ÉPARGNE-LOGEMENT

Cette mesure est abolie depuis 1983. Pour les années où la déduction des contributions à un REEL était permise, le montant de la déduction réclamée est ajouté au revenu imposable.

Variables d'input (contribuables imposables)

QEPLOG : Déduction pour contributions à un régime d'épargne-logement de 74 à 82

Structure YY = 90 à 95

QS13XXYY	=	0	pour XX = 72, 73
	=	-QEPLOGXX	pour XX = 74 à 82
	=	0	pour XX = 83 à 94

3.14 MESURE 14 - Déduction pour contribution à un RPA, à un RÉER et transferts à un RÉER, RPA ou FER

Historique des changements

Contribution à un RPA :

Année d'imposition	Déduction maximale
1972 à 1975	2 500 $
1976 à 1978	3 500 $
1979 à 1985	5 500 $
1986 à 1987	pas de limite
1988 à 1990	5 500 $
1991 à 1995	Déduction admise dans la déclaration de revenu fédérale

Contribution à un RÉER :

Année d'imposition	Déduction maximale
1972 à 1975	4 000 $
1976 à 1985	5 500 $
1986 à 1989	7 500 $
1990 à 1995	Déduction admise dans la déclaration de revenu fédérale

Transferts à un régime enregistré :

Année d'imposition	Déduction maximale
1972 à 1976	N'existait pas
1977 à 1987	Inclus dans la déduction pour contribution à un RÉER
1988 à 1995	Apparaissent séparément dans la déclaration et dans les statistiques

Depuis qu'il existe, le modèle d'uniformisation comprend une mesure pour les contributions à un RÉER et une autre pour les contributions à un RPA. Les transferts à un régime enregistré n'ont quant à eux jamais été traité spécifiquement[5].

La mesure traitant des contributions à un RPA, dans la dernière version du modèle d'uniformisation, ne pouvait simuler une structure plus récente que celle de 1985. Aussi, il est impossible d'utiliser une méthode semblable dans la version présente (structure 1990 à 1995). De plus, le cas des transferts serait difficilement traitable séparément, c'est-à-dire par une mesure distincte.

La solution, qui est de loin la plus simple et la plus rapide, consiste à traiter toutes ces déductions à l'intérieur d'une seule mesure qui utilise un ratio effectif. Autrement dit, faire comme si ces déductions n'en formaient qu'une seule. La base de celui-ci serait l'équivalent du revenu servant au calcul de la déduction maximale pour contribution à un RÉER dans la déclaration fédérale. Il serait pratiquement impossible, avec les statistiques à notre disposition, de trouver une formule d'uniformisation dont les efforts nécessaires seraient avantageusement compensés par les gains en précision. La formule proposée est la suivante :

Variables d'inputs (contribuables imposables)

[5] Ils l'étaient indirectement via les mesures pour le RÉER et le RPA pour les années où les statistiques fiscales incluaient les transferts dans les contributions.

QREVST	:	Revenus de salaires et traitements.
QSYN	:	Déduction pour cotisations syndicales.
QAUTONOM	:	Somme des revenus nets de location de biens immeubles, d'affaires, de commission et de profession.
QREVAGR	:	Revenus nets d'agriculture et de pêche.
QRPALIM	:	Pension alimentaire reçue.
QDPALIM	:	Déduction pour pension alimentaire versée.
QEPARET	:	Déduction pour versements à un RÉER.
QFONPEN	:	Déduction pour contribution à un fonds de pension.
QTRREER	:	Transferts à un RÉER, un RPA et un FERR.

Structure YY = 1990 à 1995

Étape 1 - Détermination du revenu servant de base à la déduction effective.

REVENUXX = QREVSTXX + QAUTONOMXX + QREVAGRXX + QRPALIM
-QSYNXX - QDPALIMXX

pour XX = 72 à 94

Étape 2 - Détermination de la déduction effective

$$DEDEFF = \frac{\left(\sum_{i=1}^{N} QEPARETYY_i + \sum_{i=1}^{n} QFONPENYY_i + \sum_{i=1}^{n} QTRREERYY_i\right)}{\sum_{i=1}^{n} REVENUYY_i}$$

où YY est l'année de la structure de référence
et n est le nombre total de tranches de revenu

Étape 3 - Calcul de la déduction simulée

$$DEDSIMTXX = DEDEFF \times \sum_{i=1}^{n} REVENUXX_i$$

$$REPARTXX_i = \frac{\left(QEPARETXX_i + QFONPENXX_i + QTRREERXX_i\right)}{\left(\sum_{i=1}^{n} QEPARETXX_i + \sum_{i=1}^{n} QFONPENXX_i + \sum_{i=1}^{n} QTRREERXX_i\right)}$$

$$DEDSIMXX_i = DEDSIMTXX \times REPARTXX_i$$

pour XX = 72 à 94
et i indique la tranche de revenu

Étape 4 - Calcul de la modification au revenu imposable

$$QS14XXYY = DEDSIMXX - \left(QEPARETXX + QFONPENXX + QTRREERXX\right)$$

pour XX = 72 à 94

3.15 MESURE 15 - MONTANTS TRANSFÉRABLES ENTRE CONJOINTS

La transférabilité de déductions entre conjoints est permise à partir de l'année d'imposition 1975 pour les déductions suivantes:

- exemption pour raison d'âge;
- déduction pour invalidité;
- déduction pour intérêts et dividendes;
- déduction pour revenus de retraite.

En plus d'estimer le montant de déductions transférées pour les années où cette mesure n'était pas en vigueur, la méthode d'uniformisation tient compte des changements de structure suivants:

1) L'abolition de la déduction pour intérêts et dividendes en 1988, et donc absente de la structure selon laquelle on uniformise (YY=1990 à 1993). Elle ne doit plus faire partie des déductions transférables entre conjoints.

2) Pour l'année d'imposition 1986, l'exemption pour raison d'âge et la déduction pour revenus de retraite sont réduites par les revenus de travail et d'entreprise du contribuable.

3) Le montant accordé pour l'exemption en raison d'âge et la déduction pour invalidité varient au cours de la période. Ce montant est identique pour les deux mesures.

4) La conversion, en 1988, de cette déduction en crédit d'impôt.

Variable d'input (contribuables imposables)

QDTRCON : Déductions ou crédits d'impôt transférés entre conjoints, par tranche de revenu.

QDREVRET : Montant réclamé pour la déduction ou le crédit d'impôt pour revenus de retraite, par tranche de revenu.

QEXA : Montant permis pour le crédit d'impôt en raison de l'âge, par tranche de revenu.

QEXINV : Montant réclamé pour la déduction ou le crédit d'impôt pour invalidité, par tranche de revenu.

QDINDIV : Montant réclamé pour la déduction de revenus d'intérêts et dividendes, par tranche de revenu.

QRESTRIC : Montant estimé de la restriction à la déduction pour revenus d'intérêts et dividendes en 1978, par tranche de revenu.

QEXAGE : Montant réclamé pour le crédit d'impôt en raison de l'âge, par tranche de revenu.

QS5B : Montant estimé du crédit d'impôt en raison de l'âge dans la structure YY.

QS6B : Montant estimé du crédit d'impôt en raison d'invalidité dans la structure YY.

QS12B : Montant estimé du crédit d'impôt pour revenus de retraite dans la structure YY.

Puisque les transferts entre conjoints font l'objet d'un crédit d'impôt depuis 1988, il est clair que cette mesure comporte deux étapes. Il faut d'abord ajouter au revenu imposable, observé les déductions transférées entre conjoints, de 1975 à 1987.

Pour YY = 1990 à 1995:

QS15AXXYY = -QDTRCONP pour XX = 75

QS15AXXYY = -QDTRCONXX pour XX = 76 à 87

Par la suite, il faut estimer ce qu'aurait été le montant transférable entre conjoints **aux fins de crédit d'impôt** de 1972 à 1994 si les montants permis en YY s'appliquaient.

Pour YY = 1990 à 1995:

QS15BXXYY = (QEXAYY / QEXAXX) x WXX x QDTRCONMXX + QDTRCONMXX

pour XX = 72 à 94

La dernière formule nécessite l'estimation des variables W et QDTRCONM. Voici comment elles sont obtenues. On débute en déterminant la somme des montants réclâmés pour les déductions transférables selon la structure YY, après quoi on détermine la part du montant réclamé pour la déduction des intérêts et dividendes dans la somme des montants réclamés pour les déductions admissibles au transfert. Finalement, on estime la part des montants réclamés pour le transfert de déductions (excluant la déduction pour intérêts et dividendes) dans la somme des montants réclamés pour les déductions admissibles au transfert entre les conjoints. À l'aide de ces trois variables, on détermine QDTRCONE.

1) Première étape - calcul de A:

A: Estimation de la somme des montants qui seraient réclamés pour le crédit en raison d'âge, le crédit pour revenus de retraite et le crédit pour invalidité au cours des années 1972 à 1994 si la structure de YY avait été en vigueur.

$$AXX = (QS5BXXYY + QS12BXXYY + QS6BXXYY) / 0.2$$

pour XX = 72 à 94

2) Deuxième étape - calcul de RINT:

Calcul de RINT = La part du montant réclamé pour la déduction pour revenus d'intérêts et dividendes dans la somme des montants réclamés pour les déductions admissibles au transfert des déductions.

$$RINTXX = \frac{QDINDIVXX + QRESTRICXX}{QDINDIVXX + QRESTRICXX + QDREVRETXX + QEXAXX + QEXINVXX}$$

pour XX = 78

$$RINTXX = \frac{QDINDIVXX}{QDINDIVXX + QDREVRETXX + QEXAXX + QEXINVXX}$$

pour XX = 79 à 85

RINTXX = RINT85 pour XX = 86 et 87

RINTXX = 0 pour XX = 72 à 77 et 88 À 94

Remarques:

- QRESTRIC78 est ajouté à QDINDIV78 pour tenir compte de la restriction à la déduction pour intérêts et dividendes en 1978.

- RINTXX n'est pas calculé pour les années 1972 à 1977, 1986 et 1987 car la structure de certaines mesures admissibles au transfert de déductions différait de la structure du modèle.

3) Troisième étape - calcul de DE:

Calcul de DE = La part des montants réclamés pour le transfert de déductions (excluant la déduction pour intérêts et dividendes) dans la somme des montants réclamés pour les déductions admissibles au transfert entre conjoints.

Avant de calculer DE, le montant des déductions transférées entre conjoints de 1978 doit être gonflé pour refléter la partie de QRESTRIC78 qui aurait été transférée d'un conjoint à un autre. Ainsi, par tranche de revenu:

$$QDTRCONE78 = \left\{1+\frac{QRESTRIC78}{(QDINDIV78+QRESTRIC78+QDREVRET78+QEXA78+QEXINV78)}\right\}$$

$$\times QDTRCON78$$

$$DEXX = \frac{(1 - RINTXX) \times QDTRCONEXX}{AXX}$$

pour XX = 78

$$DEXX = \frac{(1 - RINTXX) \times QDTRCONXX}{}$$

AXX

pour XX = 79 à 94

4) Quatrième étape - calcul de QDTRCONM:

Puisque DEXX n'est pas estimée pour XX = 72 à 77, on utilise DE78 pour ces années.

QDTRCONMXX = DE78 x AXX pour XX = 72 à 78

QDTRCONMXX = DEXX x AXX pour XX = 79 à 94

5) Cinquième étape - calcul de W:

Calcul de W = Part du montant estimé des crédits transférés entre conjoints constituée par le crédit pour raison d'âge et celui pour invalidité en XX.

WXX = (QS5BXXYY + QS6BXXYY) / (QS5BXXYY + QS6BXXYY + QS12BXXYY)

pour XX = 72 à 94

3.16 MESURE 16 - DÉPENSES RELIÉES À L'EMPLOI

Les dépenses admissibles comprennent les frais de repas et de logement, les frais d'automobile, les frais de bureau, etc. L'ancien modèle d'uniformisation ne traitait que les dépenses admissibles pour l'automobile. La variable qui servait aux calculs provenait d'une étude spéciale du MRQ qui portait sur la période 1972 à 1978.

Puisque cette étude et ses résultats sont maintenant désuets[6], que nous ne disposons pas de l'information nécessaire et qu'il serait vraisemblablement coûteux de l'obtenir, il n'y a d'autre choix que d'exclure cette déduction des structures d'uniformisation de 1990 à 1995.

Variable d'input (contribuables imposables)

QFRAD : Déduction pour frais reliés à l'emploi.

Structure 1990 à 1995

QS16XXYY = -QFRADXX pour XX = 1972 à 1994

[6] Elle ne tient pas compte des changements adoptés dans les budgets de 84-85 à aujourd'hui.

3.17 MESURE 17 - REVENUS DE DIVIDENDES IMPOSABLES

Historique des changements

1972 à 1977	:	1,33 = 4/3
1978 à 1986	:	1,50 = 3/2
1987	:	1,33 = 4/3
1988 à 1995	:	1,25 = 5/4

Variable d'input (contribuables imposables)

QMAJDIV	:	Taux de majoration des dividendes imposables.
QREVDIV	:	Revenus de dividendes (montants majorés) par tranche de revenu imposé de 72 à 94.

Structure YY = 1990 à 1995

$$QS17XXYY^{7} = - \left[\frac{QMAJDIVYY \times QREVDIVXX - QREVDIVXX}{QMAJDIVXX} \right]$$

$$= - \left[\frac{QMAJDIVYY - 1}{QMAJDIVXX} \right] QREVDIVXX \quad \text{Pour } XX = 72 \text{ à } 94$$

[7] Par convention, une déduction (baisse du revenu imposable) a un signe positif. Donc, une hausse de revenus imposables implique un signe négatif.

3.18 MESURE 18 - DÉDUCTION POUR CONTRIBUTION À L'ASSURANCE-CHÔMAGE

Les contributions à l'assurance-chômage font l'objet d'une déduction sur toute l'historique du modèle, jusqu'en 1993 où elles donnent droit à un crédit d'impôt. La formule d'uniformisation est donc la suivante :

Structure YY = 1990 à 1992

QS18AXXYY = QPRIMACEXX - QPRIMACXX pour XX = 1972 à 1994

QS18BXXYY = 0

Structure YY = 1993 à 1995

QS18AXXYY = - QPRIMACXX pour XX = 1972 à 1992

QS18BXXYY = QPRIMACEXX x 0,2 pour XX = 1972 à 1994

ASSURANCE-CHÔMAGE - PLAFOND DES DÉDUCTIONS

Année d'imposition	Maximum des gains admissibles ($)	Taux de cotisations ($)	Plafond des déductions ($)
1972	7 800	0,90	70,20
1973	8 320	1,00	83,20
1974	8 840	1,40	123,76
1975	9 620	1,40	134,68
1976	10 400	1,65	171,60
1977	11 440	1,50	171,60
1978	12 480	1,50	187,20
1979	13 790	1,35	186,16
1980	15 080	1,35	203,84
1981	16 380	1,80	294,84
1982	18 200	1,65	300,56
1983	20 020	2,30	460,92
1984	22 100	2,30	508,30
1985	23 920	2,35	562,12
1986	25 740	2,35	604,76
1987	27 560	2,35	647,92
1988	29 380	2,35	690,56
1989	31 460	1,95	613,47
1990	33 280	2,25	748,80
1991	35 360	2,525	892,84
1992	36 920	3,00	1 107,60
1993	38 740	3,00	1 162,20
1994	40 560	3,07	1 245,19
1995	42 380	3,00	1 271,40
1996	43 750	3,00	1 312,50
1997	45 100	3,00	1 353,00
1998	46 176	3,00	1 385,25
1999	47 190	3,00	1 415,70
2000	48 280	3,00	1 448,40

QPRIMACEXX : Estimation de la déduction pour contributions à l'assurance-chômage en XX dans la structure YY pour XX = 72 à 94.

Variables d'input (contribuables imposables)

QREVST : Revenus de salaires et traitements de 1972 à 1994.

QDECLST : Nombre de contribuables imposables ayant des revenus de salaires et traitements par classe de revenu imposé de 1972 à 1994.

QPRIMAC : Montant réclamé pour la déduction des contributions à l'assurance-chômage de 1972 à 1994.

QMGAC : Maximum des gains assurables à l'assurance-chômage de 1972 à 1994.

QTAC : Taux de cotisation à l'assurance-chômage de 1972 à 1994.

QPDAC : Plafond de la déduction des contributions à l'assurance-chômage de 1972 à 1994.

Méthode d'estimation - Structure YY = 1990 à 1995

1) Calcul de PM : La prime maximale théorique dans la structure de l'année à uniformiser (XX).

$$PMXX = QDECLSTXX \times MIN \left[QTACXX \times \frac{QREVSTXX}{QDECLSTXX}, QPDACXX \right]$$

par tranche de revenu imposé pour XX = 72 à 94.

2) Calcul de PM1 : La prime maximale théorique de XX dans la structure selon laquelle on uniformise (YY).

$$PM1XX = QDECLSTXX \times MIN \left[QTACYY \times \frac{QREVSTXX}{QDECLSTXX}, QPDACYY \right], \text{autrement}$$

par tranche de revenu imposé pour XX = 72 à 94.

3) Calcul de PE : La proportion entre la prime effectivement réclamée et la prime maximale en XX.

$$PEXX : \frac{QPRIMACXX}{PMXX}$$

par tranche de revenu imposé pour XX = 72 à 94.

4) Calcul de QPRIMACEXX :

$$QPRIMACEXX = PEXX \times PM$$

par tranche de revenu imposé, pour XX = 72 à 94.

La variable QPRIMACE est estimée par le programme Q_ESTIME.SAS. Pour le faire exécuter, il faut chosir «UNIFORMISATION» dans le menu principal du modèle de simulation de l'IQRP et «Estimations préliminaires» dans le sous-menu qui suit. Enfin, il faut cliquer sur «OUI» sous QPRIMACE.

3.19 MESURE 19 - DÉDUCTION POUR CONTRIBUTION AU RRQ

Les contributions au RRQ font l'objet d'une déduction sur toute l'historique du modèle, mais à partir de 1993 elles donnent droit à un crédit d'impôt. La formule d'uniformisation est donc la suivante :

Mesure d'uniformisation

Structure YY = 90 à 92

QS19AXX	=	QDRRQEXX - QDRRQXX	pour XX = 1972 à 1994
QS19BXX	=	0	

Structure YY = 93 à 95

QS19AXX	=	- QDRRQXX	pour XX = 1972 à 1992
QS19BXX	=	QDRRQEXX x 0,2	pour XX = 1972 à 1994

IMPÔT SUR LE REVENU DES PARTICULIERS
DÉDUCTION POUR CONTRIBUTIONS AU RÉGIME DE RENTES DU QUÉBEC

	Maximum des gains admissibles ($)	Exemption (1) ($)	Maximum des gains cotisables ($)	Taux de cotisation des employés ($)	Plafond de déduction
1972	5 500	600	4 900	1,8	88,20
1973	5 900	700	5 200	1,8	93,60
1974	6 600	700	5 900	1,8	120,60
1975	7 400	700	6 700	1,8	120,60
1976	8 300	800	7 500	1,8	135,00
1977	9 300	900	8 400	1,8	151,20
1978	10 400	1 000	9 400	1,8	169,20
1979	11 700	1 100	10 600	1,8	190,80
1980	13 100	1 300	11 800	1,8	212,40
1981	14 700	1 400	13 300	1,8	239,40
1982	16 500	1 600	14 900	1,8	268,20
1983	18 500	1 800	16 700	1,8	300,60
1984	20 800	2 000	18 800	1,8	338,40
1985	23 400	2 300	21 100	1,8	379,80
1986	25 800	2 500	23 300	1,8	410,40
1987	25 900	2 500	23 400	1,9	444,60
1988	26 500	2 600	23 900	2,0	478,00
1989	27 700	2 700	25 000	2,1	525,00
1990	28 900	2 800	26 100	2,2	574,20
1991	30 500	3 000	27 500	2,3	632,50
1992	32 300	3 200	29 100	2,4	696,00
1993	33 600	3 300	30 300	2,5	752,50
1994	34 300	3 400	30 900	2,6	806,00
1995	35 100	3 500	31 600	2,7	850,50
1996			32 100	2,8	898,80
1997			32 900	2,9	954,10

1998	33 800	3,0	1 014,00
1999	35 100	3,1	1 088,10
2000	36 400	3,2	1 164,80

(1) L'exemption générale correspond à 10 % du maximum des gains admissibles arrondis à la centaine inférieure, selon la Loi (ou le règlement).

Personnes ressources à la Régie des rentes du Québec :

- Monsieur Marc Royer, Normes, 4-8564
- Monsieur Jacques Gagné, Directeur de l'évaluation et du développement, 3-2766.

QDRRQEXX : Estimation de la déduction pour contributions au RRQ en XX dans la structure YY pour XX = 72 à 94.

Variables d'input (contribuables imposables)

QREVST	:	Revenus de salaires et traitements de 1972 à 1994.
QDECLST	:	Nombre de contribuables imposables ayant des revenus de salaires et traitements par classe de revenu imposé de 1972 à 1994.
QDRRQ	:	Montant réclamé pour la déduction des contributions au RRQ de 1972 à 1994.
QTRRQ	:	Taux de cotisation des employés au RRQ de 1972 à 1995.
QPDRRQ	:	Plafond de déductions des contributions au RRQ de 1972 à 1995.
QEXRRQ	:	Exemption des contributions au RRQ de 1972 à 1995.

Méthode d'estimation

1) Calcul de PM : La prime maximale théorique dans la structure de l'année à uniformiser (XX).

$$PMXX = QDECLSTXX \times \left[QTRRQXX \times \frac{QREVSTXX}{QDECLSTXX} - QEXRRQXX, 0 , \right] \quad \text{si } \frac{QREVSTXX}{QDECLSTXX} \text{ á } QEXRRQXX$$

$$PMXX = QDECLSTXX \times MIN \left[QTRRQXX \times \underline{QREVSTXX} - QEXRRQXX, QPDRRQXX \right] \quad \text{autremen}$$

$$\left[\qquad \mathrm{QDECLSTXX} \right]$$

par tranche de revenu imposé pour XX = 72 à 94.

On ne tient pas compte de l'exemption si le revenu moyen de la tranche est inférieur à l'exemption afin d'éviter des divisions par zéro dans l'étape 4.

2) Calcul de PM1 : La prime maximale théorique de XX dans la structure selon laquelle on uniformise (YY).

$$\mathrm{PM1XX} = \mathrm{QDECLSTXX} \times \mathrm{MIN} \left[\mathrm{QTRRQYY} \times \mathrm{MAX}\ \frac{\mathrm{QREVSTXX}}{\mathrm{QDECLSTXX}} - \mathrm{QEXRRQYY},\ 0,\ \mathrm{QPDRRQYY} \right]$$

par tranche de revenu imposé pour XX = 72 à 94.

3) Calcul de PE : La proportion entre la prime effectivement réclamée et la prime maximale en XX.

$$\mathrm{PEXX} = \frac{\mathrm{QDRRQXX}}{\mathrm{PMXX}}$$

par tranche de revenu imposé pour XX = 72 à 94.

4) Calcul de QDRRQEXX :

QDRRQEXX = PEXX x PM1XX

par tranche de revenu imposé, pour XX = 72 à 94.

La variable QDRRQE est estimée par le programme Q_ESTIME.SAS. Pour le faire exécuter, il faut choisir l'option «UNIFORMISATION» du menu principal du modèle de simulation de l'IQRP et «Estimations préliminaires» du sous-menu qui suit. Enfin, il faut cliquer sur «OUI» sous QDRRQE.

3.20 MESURE 20 ¾ RÉGIME FISCAL À L'ÉGARD DES GAINS EN CAPITAL

Historique des changements (en année d'imposition)

1972 à 1984	:	Gains en capital imposables à 50 %. Aucune exemption.
1985	:	Gains en capital imposables à 50 %. Montant de l'exemption maximale à vie : 20 000 $.
1986	:	Gains en capital imposables à 50 %. Montant de l'exemption maximale à vie : 50 000 $.
1987	:	Gains en capital imposables à 50 %. Montant de l'exemption maximale à vie : 100 000 $.
1988, 1989	:	Gains en capital imposables à 66 _ %. Montant de l'exemption maximale à vie : 100 000 $.
1990, 1994	:	Gains en capital imposables à 75 %. Montant de l'exemption maximale à vie : 100 000 $.
1995	:	Gains en capital imposables à 75 %. Aucune exemption.

1° MODIFICATION DU REVENU IMPOSABLE DUE À UN CHANGEMENT DU TAUX D'INCLUSION DES GAINS EN CAPITAL IMPOSABLES.

Variables d'inputs (Contribuables imposables)

QREVGCAP : Gains en capital imposables par tranche de revenus imposés de 72 à 94.

QMAJGC : Taux d'inclusion des gains en capital de 1972 à 1995.

Structure YY = 1981 à 1995

$$QS20RXXYY = \frac{3}{4}\left[\frac{QMAJGCYY}{QMAJGCXX} - 1\right] \times QREVGCAPXX$$

pour XX = 72 à 94

Exemple : XX = 72, YY = 90, pour l'ensemble des tranches de revenus.

$$QS20R7290 = \frac{3}{4}\left[\frac{.75}{.75} - 1\right] \times 24\ 485\ 000 = -12\ 242\ 500\ \$$$

Exemple : XX = 86, YY = 90, pour l'ensemble des tranches de revenus.

$$QS20R8690 = \frac{3}{4}\left[\frac{.75}{.5} - 1\right] \times 862\ 241\ 000 = -431\ 120\ 500\ \$$$

2° MODIFICATION DU REVENU IMPOSABLE DUE À L'INTRODUCTION DE L'EXEMPTION MAXIMALE À VIE.

L'introduction de l'exemption maximale à vie dans le processus d'uniformisation s'effectue en utilisant le ratio de l'exemption demandée en proportion des gains en capital déclarés par tranche de revenus, pour l'année selon laquelle on uniformise (YY).

Variables d'input (contribuables imposables)

QREVGCAP : Gains en capital imposables, par tranches de revenu imposé de 1972 à 1994.

QEXCAP : Exemption sur les gains en capital imposables, par tranche de revenu imposé de 1985 à 1994.

Structure YY = 1990 à 1994

$$QS20DXXYY = \left[\frac{QEXCAPYY}{QREVGCAPYY} \times \frac{QMAJGCYY}{QMAJGCXX} \times QREVGCAPXX \right] - QEXCAPXX$$

pour XX = 72 à 94

Structure YY = 1995

QS20DXXYY =	-QEXCAPXX	pour XX = 85 à 94
=	0	pour XX = 72 à 84

Exemple : XX = 72, YY = 90, pour l'ensemble des contribuables imposables.

$$QS20D7290 = \left[\frac{1155300000}{1470300000} \times \frac{.75}{.5} \times 24485000 \right] - 0 = 28858927\ \$$$

Exemple : XX = 86, YY = 90, pour l'ensemble des contribuables imposables.

$$QS20D8690 = \left[\frac{1155300000}{1470300000} \times \frac{.75}{.5} \times 862241000 \right] - 691727000 = 3245421157\ \$$$

3° INTÉGRATION DU CHANGEMENT DES TAUX D'INCLUSION ET DE L'EXEMPTION MAXIMALE À VIE.

Structure YY = 90 à 95

QS20XXYY = QS20RXXYY + QS20DXXYY pour XX = 72 à 94

3.21 MESURE 21 - IMPOSITION DES ALLOCATIONS FAMILIALES FÉDÉRALES

Depuis l'année d'imposition 1988, les allocations familiales fédérales doivent être incluses comme revenu dans le rapport d'impôt de la personne qui demande les exemptions pour ces enfants. Cependant, à partir de l'année d'imposition 1993, les allocations familiales sont remplacées par un système amélioré de prestations pour enfants non imposables. Il est donc préférable d'exclure les allocations familiales de la structure d'uniformisation.

Variables d'input (contribuables imposables)

QALLFED : Allocations familiales fédérales par tranches de revenu imposé.

Structure YY = 1990 à 1995

QS21XXYY	=	0	pour XX = 72 à 87
	=	-QALLFEDXX	pour XX = 88 à 92

3.22 MESURES 22 À 26 - DÉDUCTIONS EXCLUES DE LA STRUCTURE D'UNIFORMISATION

Certaines déductions qui font partie des structures d'uniformisation de 1990 à 1995 ne sont pas traitables à l'intérieur du modèle d'uniformisation. Essentiellement, il s'agit de déductions qui exigent de l'information qui n'est pas disponible sur toute l'historique du modèle (1972 à 1994) dans les statistiques fiscales.

La meilleure solution est sans aucun doute d'exclure ces déductions des structures d'uniformisation. Elles sont :

QS22	:	Déduction pour contribution à un régime d'épargne-action (QREA).
QS23	:	Déduction pour investissements stratégiques pour l'économie (QINVSTRA[8]).
QS24	:	Déduction pour résident de région éloignée reconnue (QDRESNOR).
QS25	:	Déduction pour remboursement de programmes sociaux fédéraux (QPROSOC).
QS26	:	Déduction pour abris fiscaux (QABRIFIS).

[8] Cette variable contient aussi les valeurs de la déduction pour contribution à un RÉA de 1985 à 1994.

Les formules d'uniformisation sont les suivantes :

Structure 1990 à 1995

QS22XXYY	=	-QREAXX	pour XX = 79 à 84
	=		0
QS23XXYY	=	-QINVSTRAXX	pour XX = 85 à 94
QS23XXYY	=	0	autrement
QS24XXYY	=	-QDRESNORXX	pour XX = 87 à 94
QS24XXYY	=	0	autrement
QS25XXYY	=	-QPROSOCXX	pour XX = 89 à 94
QS25XXYY	=	0	autrement
QS26XXYY	=	-QABRIFISXX	pour XX = 86 à 94
QS26XXYY	=	0	autrement

3.23 MESURE 27 - CRÉDIT D'IMPÔT POUR PERSONNE VIVANT SEULE

Historique de la déduction:

1987	:	Introduction de l'exemption. Le montant de l'exemption se situe à $590.
1988	:	Conversion de la déduction en crédit d'impôt. Le montant permis passe à $900.
1990	:	Majoration du montant à $940.
1991	:	Majoration du montant à $985.
1992	:	Majoration du montant à $1030.
1993 à 1995	:	Majoration du montant à $1050.

L'uniformisation de cette mesure nécessite une estimation du nombre de contribuables vivant seuls, par tranche de revenu de 1972 à 1986 inclusivement. Il est possible d'obtenir le nombre de ces contribuables éligibles en faisant la régression suivante:

$$QNEXSEUL_i = \beta_1 \, NOMPOT_i + \beta_1 \, D_i + \varepsilon_i$$

$$NOMPOT_i = QDECL_i - QNEXMAR_i$$

$D_i = 1$ si $i = 2$

$D_i = 0$ autrement

QNEXSEUL : Nombre de contribuables ayant droit au crédit d'impôt pour personne vivant seule.

NOMPOT : Nombre de contribuables potentiellement éligibles au crédit d'impôt pour personne vivant seule.

QNEXMAR : Nombre de contribuables ayant droit au crédit d'impôt pour personne mariée.

QDECL : Nombre de contribuables imposables.

i : Tranche de revenu.

ε : Terme d'erreur respectant les hypothèses habituelles.

La variable NOMPOT n'est pas égale au nombre total de contribuables moins le nombre de contribuables mariés parce que de 1972 à 1986, les données à notre disposition ne permettent pas d'obtenir le nombre de contribuables mariés par tranche de revenu. On ne connaît le nombre que de ceux qui ont droit au crédit de personne mariée (par tranche de revenu pour les imposables seulement).

La présence d'une variable dichotomique dans l'équation est justifiée par de bien meilleurs résultats statistiques. Peut-être existe-t-il une explication propre à la structure fiscale, mais quoi qu'il en soit, cela demanderait des recherches qui s'avèreraient probablement inutiles, puisque l'explication trouvée ne changerait probablement pas la spécification de l'équation. Bien sûr, elle ne comprend pas de constante, principalement parce que sans contribuables potentiellement éligibles, il n'y a pas de personnes admissibles à ce crédit. De plus, cela génère de meilleurs résultats statistiques[9]. Comme l'indique les indices i, les observations correspondent aux tranches de revenu. Cette approche fait donc l'hypothèse implicite que la part de contribuables éligibles au crédit d'impôt pour personne vivant seule est constante à travers les tranches de revenu.

Variables d'input (contribuables imposables)

QEXSEUL : Montants réclamés pour le crédit de personne seule, par tranche de revenu.

X : Nombre de contribuables ayant droit au crédit de personne mariée selon la structure YY, par tranche de revenu. Cette matrice est calculée à la mesure 2.

QEXPERSS : Montant permis pour le crédit de personne vivant seule.

$\beta 1$ et $\beta 2$: Coefficients estimés par la régression présentée plus haut ($^{MD}1$ = 0,218857 et $^{MD}2$ = -23745,8).

DUMMY : Variable dichotomique égale à zéro sauf lorsque les tranches de revenu couvrent le segment (5 000 \$, 10 000 \$) où elle vaut 1 pour l'ensemble des tranches couvrant ledit segment.

Les autres variables sont telles que défini plus haut.

---

[9] Si l'on inclut une constante, le R^2 ajusté sera plus élevé, mais l'erreur quadratique moyenne aussi.

Structure YY = 90 à 95 :

QS27AXXYY = -QEXSEULXX si XX = 87

QS27AXXYY = 0 si XX $\neq$ 87

QS27BXXYY = QEXSEULXX x (1 + QEXPERSSYY/QEXPERSSXX) x 0,2

si XX = 87 à 94

QS27BXXYY = (β1 x (QDECLXX - XXX) x QEXPERSSYY + β2 x DUMMY x INDICE XX) x 0,2

si XX = 72 à 86

où INDICE[10] = (QDECLXX - XXX) / (QDECL90 - X90)

pour XX = 72 à 86

[10] Pour la somme des tranches de revenu.

3.25 MESURE 28 - CRÉDIT D'IMPÔT POUR DIVIDENDES

Historique des changements

1972 à 1977	:	11,25 % des dividendes majorés.
1978 à 1986	:	16,667 % des dividendes majorés.
1987	:	11,08 % des dividendes majorés.
1988 à 1993	:	8,87 % des dividendes majorés.

Cette mesure représente un crédit d'impôt qui, dans les programmes de calcul de l'impôt à payer, s'ajoutera aux crédits d'impôt personnels.

Variables d'input (contribuables imposables)

QREVDIV	:	Revenus de dividendes (montants majorés) déclarés de 72 à 94.
QAUTDIV	:	Autres revenus de dividendes déclarés de 1983 à 1987 inclusivement.
QCRDIV	:	Taux de conversion des dividendes déclarés (i.e. majorés) en crédit d'impôt de 72 à 95.
QMAJDIV	:	Taux de majoration des dividendes de 72 à 95.

Structure YY = 1990 à 1995

$$QS28XXYY = \frac{QCRDIVYY \times (QMAJDIVYY \times QREVDIVXX + QAUTDIVXX)}{QMAJDIVXX}$$

pour XX = 83 à 87

$$QS28XXYY = \frac{QCRDIVYY \times QMAJDIVYY \times QREVDIVXX}{QMAJDIVXX}$$

pour XX = 72 à 82
et XX = 88 à 94

3.26 MESURES 29 et 30 - CRÉDITS D'IMPÔT POUR FRAIS MÉDICAUX ET POUR DONS DE CHARITÉ OU AU GOUVERNEMENT

Les frais médicaux faisaient l'objet d'une déduction jusqu'en 1987. À partir de 1988, ils constituent plutôt un crédit d'impôt. Il en est de même pour les dons de charité ou au gouvernement, à l'exception qu'ils ne sont devenus des crédits d'impôt qu'en 1993.

Puisque ces crédits sont relativement peu importants et que leurs règles de calcul changent peu sur la période historique du modèle, seules les conversions en crédits d'impôt sont prises en compte par le modèle.

Variables d'input (contribuables imposables)

QDONCHAR : Déduction pour dons de charité, par tranche de revenu.

QDONGOUV : Dons au gouvernement, par tranche de revenu.

QFRMED : Frais médicaux admissibles, par tranche de revenu.

PDUNIF : La part estimée des déductions pour frais médicaux et dons de charité inférieures à 100 $ dans le montant réclamé au titre de la déduction uniforme en 1986 (0,0612).

Mesure 29 - Structure YY = 1990 à 1992

QS29AXXYY = QDONCHARXX + QDONGOUVXX

pour XX = 93 et 94

QS29AXXYY = 0

pour XX = 72 à 91

QS29BXXYY = 0 pour XX = 72 à 94

Mesure 29 - Structure YY = 1993 à 1995

QS29AXXYY = -QDONCHARXX pour XX = 72 à 82

QS29AXXYY = -(QDONCHARXX + QDONGOUVXX) pour XX = 83 à 92

QS29BXXYY = QDONCHARXX x 0,2 pour XX = 72 à 98

QS29BXXYY = (QDONCHARXX + QDONGOUVXX) x 0,2 pour XX = 83 à 94

Mesure 30 - Structure YY = 1990 à 1995

QS30AXXYY = -QFRMEDXX pour XX = 72 à 87

QS30AXXYY = 0 pour XX = 88 à 94

QS30BXXYY = (QFRMEDXX + PDUNIF x QDUNIF) x 0,2 pour XX = 72 à 85

QS30BXXYY = QFRMEDXX x 0,2 pour XX = 86 à 94