

## BULLETIN DE DOCUMENTATION

**Révision de la méthode macro-économique d'estimation  
des recettes fiscales****Thierry LENOIR***Inspecteur d'administration fiscale***Christian VALENDUC***Conseiller général des Finances***Abstract**

*This paper presents the revised forecasting method for federal government tax revenue. The previous methodology, based on work conducted at the end of the eighties, had to be revised for several reasons. Apart from the need of periodical re-estimates, we had to take into account the changes that occurred in national accounting (notably the switchover from ESA79 to ESA95), structural changes in the main tax categories and changes in the transfers of tax revenues and the devolution of taxing powers to other government levels.*

*We have confined ourselves to the five main tax categories : personal income tax, the final withholding tax on investment income , corporate income tax, VAT and excises duties.*

*The new methodology has been elaborated for these five categories of taxes, excluding the final withholding tax on investment income. The method is based on a macro-economic approach, in which tax revenue is estimated on the basis of the growth rate or the level of macroeconomic variables for which forecasts are available. For each of the four tax categories the paper presents the conceptual framework, the alternative approaches that were tested and the selection process of the results. We systematically compared the old and new method on the 1990-2003 period and concluded that the estimation errors are lower in the new method are lower than in the previous one.*

*Personal Income Tax revenue is estimated as a function of the nominal growth of global gross income, including transfer income but excluding financial income of households. Corporate Income Tax revenue is estimated as a function of net operating surplus and long term interest rates. The VAT revenue model is based on the same conceptual framework as the short-term model. This means that VAT revenue is estimated as a function of the macroeconomic proxy of its tax base. The quarterly growth of exports is factored in, since it has a transitory effect on the VAT tax revenue. Excise duties are estimated as a function of the real growth of household's final consumption and of the price of diesel.*

JEL Codes: E62, H20,

Keywords: Revenue forecasting, elasticity of tax revenue.

## Introduction

Les recettes fiscales étaient estimées depuis le budget de 1989 par la « méthode désagrégée ». Celle-ci a remplacé la méthode du coefficient d'élasticité global, qui estimait la croissance des recettes en appliquant une élasticité de 1,2 à la croissance du PNB. La méthode mise au point en 1989 se base sur une répartition des recettes fiscales en 8 catégories :

- l'impôt des personnes physiques hors précompte mobilier,
- l'impôt des sociétés,
- le précompte mobilier « personnes physiques »,
- les autres recettes d'impôts directs (taxe de circulation, taxe de mise en circulation et autres taxes mineures),
- les droits de douane,
- les accises et divers,
- les recettes de TVA et taxes assimilées au timbre,
- les recettes de droits d'enregistrement.

Pour chacune de ces catégories, une équation met en relation les recettes de caisse avec des variables macro-économiques. Ainsi pour l'impôt des personnes physiques, les recettes étaient estimées en fonction de l'emploi et des revenus du travail nets de cotisations sociales.

Les coefficients utilisés jusqu'en 2005 provenaient d'estimations faites pendant les années 80 et n'ont plus été modifiés depuis lors <sup>(1)</sup> : une révision s'impose. Outre la nécessité qu'il y aurait de réestimer périodiquement ces coefficients, un réexamen fondamental s'impose pour quatre raisons, qui seront développées plus amplement ci-après : les anciennes estimations sont toujours basées sur la comptabilité nationale en SEC79 ; la structure même de différents impôts a été fondamentalement modifiée ; on dispose aujourd'hui d'autres modèles, macro- ou micro-économiques, qui peuvent être utilisés à titre complémentaire et les réformes institutionnelles opérées depuis 1989 ont substantiellement modifié la répartition entre les différents niveaux de pouvoir des impôts qui sont repris dans les « recettes totales ».

---

1) Divers travaux ont cependant été effectués pour examiner la méthode désagrégée. Citons notamment Conseil supérieur des Finances (1992) ainsi que diverses notes internes au Service d'Etudes et de Documentation (SED) du SPF Finances dont il sera fait mention dans cet article.

Cet article présente les travaux de réestimation qui ont été effectués pour l'impôt des personnes physiques, l'impôt des sociétés, la TVA et les accises. Une brève présentation de la méthode se trouve dans l'Exposé général du budget 2006 <sup>(2)</sup> et le lecteur trouvera ici de plus amples développements, notamment sur les différentes pistes qui sont explorées et les choix qui ont été opérés pour retenir les équations présentées en annexe de l'exposé général du budget.

La première section de cet article expose la démarche suivie et traite successivement des raisons pour lesquelles une révision fondamentale a été effectuée, de l'architecture générale de la nouvelle méthode et des étapes de la démarche de révision. C'est à ce stade que sont expliquées les procédures qui ont été utilisées pour valider les résultats.

Les sections suivantes traitent des travaux de révision, impôt par impôt. On abordera donc successivement l'impôt des personnes physiques, l'impôt des sociétés, la TVA et les « accises et divers ».

Les travaux de révision dont il est rendu compte ici ont commencé vers la fin de l'année 2003 et ont été terminés en juillet 2005. Ceci explique que les séries statistiques qui sont présentées pour analyser le cadre conceptuel peuvent, pour certains impôts, ne pas couvrir les années les plus récentes et que les périodes couvertes par les tests ex post peuvent différer d'un chapitre à l'autre.

Outre les auteurs de la note, Eddy DELODDERE, Frédéric HALLEUX, Charles MASKENS et Geert VAN REYBROUCK ont activement participé aux travaux dont il est rendu compte ici, notamment par la discussion périodique des résultats et des orientations à donner aux recherches. Les auteurs remercient également leurs collègues Isabelle STANDAERT et Gert DE SMET, du Service macro-budgétaire du Service public fédéral Budget et Contrôle de la Gestion, ainsi que les cabinets du ministre des Finances et du Ministre du budget pour leurs commentaires critiques et pour l'appui donné à ces travaux.

---

2) Voir l'exposé général du budget 2006, pp.143 et suivantes.

# 1 La démarche

## 1.1 Pourquoi réviser ?

Les coefficients utilisés antérieurement provenaient d'estimations faites pendant les années 80 et n'ont plus été modifiés depuis lors <sup>(3)</sup>: une révision s'imposait donc, ne fût-ce que pour une raison évidente : *toute estimation économétrique doit être révisée périodiquement* et continuer à utiliser des coefficients non réestimés est tout simplement faussement sécurisant.

Si la question est posée au début de cet article, alors qu'une réponse affirmative s'impose, c'est essentiellement parce que les raisons de la révision guident la démarche à suivre : les énoncer permet donc de mieux comprendre le cheminement qui va être suivi.

La première raison réside dans le *changement de méthode de comptabilité nationale* : les anciennes estimations étaient toujours basées sur la comptabilité nationale en SEC79. Or, le passage en SEC95 a modifié substantiellement le contenu de certaines variables, notamment pour les variables explicatives de l'impôt des sociétés et pour la consommation privée.

La deuxième série de raisons se trouve dans les *modifications conceptuelles et systémiques qui ont affecté la plupart des impôts depuis la fin de la période d'observation* des équations mises au point en 1989 <sup>(4)</sup>.

- Ainsi, pour l'impôt des personnes physiques, le barème actuel est en effet fort différent de celui qui était d'application pendant la période d'estimation de l'ancienne équation. Or, il y a un lien entre progressivité du barème et coefficient d'élasticité puisque ce dernier correspond mathématiquement au rapport entre le taux marginal (moyen) et le taux moyen d'imposition.
  
- En impôt des sociétés, l'équation mise au point en 1989 avait été testée sur une période où la base imposable avait un rythme de croissance nettement inférieure aux variables macro-économiques correspondantes du fait d'une évolution plus rapide des déductions faites entre les 1ère et 6ème opérations. Ce contexte s'est également modifié pendant les années 90 <sup>(5)</sup>, et cette modification n'est pas captée par l'équation actuelle.

---

3) Divers travaux ont cependant été effectués pour examiner la méthode désagrégée. Citons notamment le rapport du Conseil supérieur des Finances (1992) ainsi que diverses notes internes au SED. Le travail de réestimation n'avait cependant jamais pu être mené à terme auparavant.

4) Soit les années 1987-88 selon les catégories d'impôt.

5) Voir à ce sujet VALENDUC (1999) et CONSEIL SUPERIEUR DES FINANCES (2001).

- En TVA, les années 90 ont vu la suppression des taux de 25% et de 33% et cette mesure pourrait également avoir modifié le coefficient d'élasticité.

Certains *changements du cadre institutionnel* doivent être pris en compte. Certaines des catégories d'impôt estimées par l'ancienne méthode désagrégée ont été totalement ou partiellement régionalisées : c'est le cas de la taxe de circulation, de la taxe de mise en circulation et d'une partie importante des droits d'enregistrement. Pour les impôts dont le produit revient intégralement aux Régions, ce n'est plus à l'administration fédérale d'estimer les recettes mais aux administrations régionales. C'est également elles qui ont la responsabilité d'évaluer l'incidence budgétaire des mesures qu'elles prennent dans le cadre de leurs compétences fiscales.

Enfin, on dispose aujourd'hui d'autres modèles qui peuvent être utiles pour l'estimation des recettes. Ainsi, le *modèle SIRE* (modèle de micro-simulation de l'impôt des personnes physiques) peut être utilisé pour estimer la relation entre croissance des revenus et croissance de l'impôt à législation constante et donc pour évaluer l'élasticité de l'impôt des personnes physiques. Plus globalement, le développement des modèles de micro-simulation offre une voie complémentaire pour l'estimation des recettes fiscales. Le SED a également mis au point, dans un autre contexte, un modèle macro-économique d'estimation de la base imposable à l'impôt des sociétés. Le *modèle de prévision à court terme des recettes de TVA* peut également contribuer à l'estimation des recettes (6).

## 1.2 Architecture générale de la nouvelle méthode

Le Tableau 1 compare le champ couvert par la nouvelle méthode avec celui couvert par l'ancienne méthode.

---

6) Voir LENOIR T., VALENDUC C. (2003), *Construction d'un modèle trimestriel des recettes et restitutions de TVA*, SPF Finances, Bulletin de Documentation, n°4, juillet-août, pp. 133-193.

**Tableau 1**  
**Comparaison du champ couvert par la nouvelle méthode**  
**avec celui couvert par l'ancienne méthode**

Ancienne méthode	Nouvelle méthode
IPP, hors précompte mobilier	<b>Nouvelle équation (hors taxe compensatoire d'accises)</b>
Impôt des sociétés (hors Pr.I)	<b>Nouvelle équation</b>
Précompte mobilier	Pas de révision jusqu'à présent
Taxes assimilées aux impôts sur les revenus	Impôts régionaux
TVA	<b>Nouvelle équation pour la TVA pure</b>
	Pas d'estimation macro-économique prévue pour le reste de l'ancien agrégat « TVA »
Droits de douane	Pas de réestimation nécessaire. Le montant repris en recettes totales et en recettes cédées est le montant estimé par la Commission Européenne et il est sans incidence sur les recettes fiscales
Accises et divers	<b>Nouvelle équation</b>
Enregistrement et divers	Droits sur les ventes d'immeubles : impôts régionaux
	Pour le solde : hors méthode macro-économique
Droits de succession	Impôts régionaux

Les modifications effectuées consistent d'abord à écarter les impôts dont le produit est totalement attribué aux Régions et pour lesquels celles-ci ont l'essentiel des compétences de détermination de la base, du taux et des exemptions. C'est ainsi que sont écartés les taxes assimilées aux impôts sur les revenus, les droits d'enregistrement sur les ventes d'immeubles et les droits de succession.

Les droits de douane sont écartés pour une raison similaire, à la nuance près que c'est ici au niveau européen qu'est attribué le produit et que sont fixés les tarifs.

Il a également été décidé, pour certains impôts, de limiter le champ d'application en excluant certaines recettes « accessoires » antérieurement assimilées au principal pour des raisons purement administratives. C'est ainsi que la variable d'IPP est maintenant définie hors « taxe compensatoire d'accises » et que la TVA se limite à la TVA pure, à l'exclusion des taxes antérieurement assimilées (7). En fait, les variables explicatives de l'élément accessoire ne sont pas celles de l'élément principal.

Pour l'impôt des sociétés et pour les accises, le champ couvert correspond exactement à celui couvert par l'ancienne méthode.

Ne sont donc plus couverts par une prévision macro-économique :

- les impôts actuellement agrégés avec la TVA pure dans le concept « élargi » de TVA : taxe sur les opérations de bourse, taxe sur les contrats d'assurance, taxe sur les titres au porteur et divers ,
- la taxe compensatoire des accises, anciennement assimilée aux recettes d'IPP,
- le solde des droits d'enregistrement non régionalisés.

Pour ces impôts, les prévisions de recettes totales reposeront sur les montants fournis par les administrations fiscales concernées.

### ***1.3 Les étapes de la démarche de révision***

Pour être validée, une nouvelle méthode doit réunir trois conditions :

- (a) être fondée sur un cadre conceptuel correct,
- (b) offrir des équations de bonne qualité sur le plan économétrique,
- (c) être validée par des tests ex post.

Par contre, il va de soi qu'on ne teste pas une nouvelle méthode par rapport à une ancienne en comparant des prévisions entre elles.

---

7) Les principales taxes antérieurement assimilées étaient la taxe sur les opérations de bourse, la taxe sur la livraison de titres aux porteurs, et la taxe sur les contrats d'assurance.

La démarche de révision est donc structurée en quatre étapes :

- (1) le réexamen de l'équation mise au point en 1989,
- (2) l'examen du cadre conceptuel, dont on déduit les pistes à formaliser,
- (3) les estimations économétriques proprement dites,
- (4) les tests ex post pour les équations retenues au terme de la troisième étape.

Le but des tests ex post est de comparer les performances des anciennes et nouvelles méthodes. Celles-ci doivent donc être examinées sur des bases comparables. Lorsqu'on travaille en prévision, une erreur d'estimation peut avoir trois sources : (a) une mauvaise appréhension des évolutions des variables explicatives, qui sont elles-mêmes des prévisions, (b) une mauvaise appréhension des « mesures et glissements » et (c) une erreur de méthode.

Pour effectuer les tests ex post nous avons neutralisé (a) en nous basant sur les évolutions observées des variables explicatives et (b) en prenant autant que possible dans les deux cas les mêmes chiffres pour les mesures et glissements. On compare sur ces bases les recettes réalisées avec d'une part, l'estimation des recettes qu'aurait fournie l'ancienne méthode et d'autre part, l'estimation des recettes qu'aurait fournie la nouvelle méthode.

## **2 Impôt des personnes physiques**

Dans la méthode mise au point en 1989, les recettes d'impôt des personnes physiques sont estimées sur base de l'évolution de l'emploi et des revenus professionnels (nets de cotisations sociales par actif).

Nous commencerons par réexaminer cette équation en confrontant les réalisations aux prévisions qu'elle fournit. Nous passons ensuite à l'examen du cadre conceptuel, conformément à la démarche générale décrite ci-dessus. Les paragraphes suivants traitent des nouvelles estimations effectuées tant par la méthode macro-économique que par l'utilisation du modèle de micro-simulation SIRE.



## 2.1 Réexamen de l'ancienne équation

Le réexamen de la méthode actuelle se fera d'abord par une confrontation des réalisations avec les prévisions. La décomposition de l'erreur d'estimation qui s'en dégage permet d'isoler la partie de l'erreur d'estimation qui est attribuable à l'équation elle-même.

Les recettes d'IPP sont estimées par l'équation suivante :

$$[1] R_t = R_{t-1} [(1+e) (1+1,65w)] + d$$

où  $R_t$  est la recette de l'année « t »

- $e$  est le taux de croissance de l'emploi ;
- $w$  est le taux de croissance des revenus moyens du travail, nets de cotisations sociales ;
- $d$  est l'incidence complémentaire des modifications de la législation fiscale au cours de la période de prévision. Cette variable reprend également les « glissements et facteurs divers ».

Cette équation suppose donc une élasticité unitaire par rapport à l'emploi et une élasticité de 1,65 par rapport aux revenus professionnels moyens nets de cotisations sociales. La variable de revenu n'inclut ni les revenus de la propriété immobilière, ni les transferts sociaux qui sont cependant imposables (pensions, allocations de chômage, etc...) bien qu'ils bénéficient de réductions d'impôt.

La confrontation des prévisions et des réalisations dégage, ex post, les erreurs de prévision qui peuvent être attribuées à quatre facteurs <sup>(8)</sup>:

- (a) l'estimation de la base de départ, à savoir les recettes de l'année « t-1 »,
- (b) les prévisions de croissance des variables macro-économiques : emploi, revenus moyens du travail (salarié et indépendant) nets de cotisations sociales,
- (c) la méthode d'estimation elle-même (spécification de l'équation, valeur des paramètres),
- (d) l'incidence des mesures.

---

8) La méthode ici utilisée s'inspire de celle utilisée par MEUNIER (1987) pour l'analyse post-mortem des performances de la méthode dite "de l'élasticité globale" appliquée avant 1989.

Dans la pratique, il s'avère très difficile de dissocier les troisième et quatrième éléments : il faudrait pour cela une validation systématique et ex post de l'impact de toutes les mesures. De telles données ne sont pas disponibles et il n'y aura jamais de certitude en cette matière. On effectuera donc l'examen rétrospectif des performances de l'ancienne équation de la méthode désagrégée en regroupant (c) et (d).

Le Tableau 2 confronte les recettes estimées (au stade du budget initial) avec les réalisations et ce sur la période 1990-99. Lors de l'établissement du budget initial, l'erreur moyenne absolue est de 26,3 milliards BEF, soit près de 3% des recettes.

**Tableau 2**  
**Erreurs d'estimation de l'IPP par l'ancienne équation**  
**Budget initial – 1990-99**

	Ecart par rapport aux recettes réalisées	Ecart		
		Base de départ	Idem + variables macro	Méthode et mesures (résidu)
Erreur moyenne abs.				
En millions €	652,5	300,7	443,5	527,0
En % des recettes	2,95%	1,26%	2,04%	2,31%
Ecart-type				
En millions €	707,5	342,1	535,0	590,2
En %	3,27%	1,45%	2,55%	2,54%
Surestimation max.	1 137,8	795,7	1 281,6	726,3
Sous-estimation max.	669,3	161,1	471,0	989,1

Les erreurs et leur moyenne sont exprimées en valeur absolue. Ceci a pour conséquence que l'addition des trois composantes de l'écart entre les recettes réalisées et les recettes estimées qui sont isolées ici ne correspond pas à l'écart effectivement constaté.

- La base de départ était globalement trop optimiste. En moyenne sur la période, il en résulte un écart moyen absolu de 300,7 millions €, soit un peu plus de 1%.
- Les prévisions économiques ont également été légèrement trop optimistes ce qui a conduit à une erreur d'estimation des recettes de 443,5 millions € en moyenne <sup>(9)</sup>.

9) L'examen des résultats annuels montre que ce sont surtout les retournements de tendance qui sont mal appréhendés dans les prévisions économiques effectuées lors de l'élaboration du budget. Il s'avère par ailleurs que les revenus de l'activité indépendante sont la variable la plus difficile à prévoir.

- La partie de l'erreur d'estimation qui est attribuable à la méthode désagrégée et à l'estimation des mesures est la plus importante et elle est fortement dispersée : il y a un écart de près de 1,7 milliard € entre la surestimation maximale et la sous-estimation maximale.

Le Tableau 3 effectue le même exercice de décomposition des erreurs d'estimation en confrontant cette fois les recettes réalisées avec les estimations faites lors du contrôle budgétaire.

**Tableau 3**  
**Erreurs d'estimation de l'IPP par l'ancienne équation**  
**Contrôle budgétaire – 1990-98**

	Ecart par rapport aux recettes réalisées	Ecart		
		Base de départ	Idem + variables macro	Méthode et mesures (résidu)
Erreur moyenne abs.				
En millions €	409,8	14,6	330,7	496,3
En %	1,80%	0,06%	1,48%	2,16%
Ecart-type				
En millions €	536,7	11,9	393,7	558,8
En %	2,30%	0,05%	1,76%	2,42%
Surestimation max.	889,9	29,7	458,6	709,0
Sous-estimation max.	885,0	14,9	738,7	696,6

Les erreurs et leur moyenne sont exprimées en valeur absolue. Ceci a pour conséquence que l'addition des trois composantes de l'écart entre les recettes réalisées et les recettes estimées qui sont isolées ici ne correspond pas à l'écart effectivement constaté.

La base de départ est alors généralement connue : la part de l'erreur d'estimation qui lui est imputable est donc logiquement dérisoire et il ne reste plus que deux sources d'erreurs. Les prévisions macro-économiques sont plus fiables: il est donc normal que les erreurs d'estimation correspondantes soient moins importantes en moyenne. L'erreur d'estimation qui est imputable à la méthode désagrégée et à l'estimation de l'impact des mesures ne diminue que très faiblement : de 2,31% des recettes réalisées, elle revient à 2,16%. La dispersion des erreurs reste également importante : l'écart-type ne varie guère par rapport à celui obtenu pour la même source d'erreurs sur base des prévisions initiales.

*L'erreur d'estimation des recettes d'impôt des personnes physiques sur la période 1990-99 est donc loin d'être négligeable. La part de l'erreur d'estimation qui provient de l'estimation des mesures et de la méthode d'estimation est importante et fortement dispersée. Ceci confirme la nécessité de réestimer le coefficient d'élasticité, voire de revoir la méthode d'estimation elle-même.*

## **2.2 Problèmes conceptuels**

Par rapport à une méthode idéale, la méthode actuelle pose six problèmes conceptuels :

- l'absence de prise en compte des transferts sociaux,
- le traitement de l'indexation,
- la prise en compte de l'emploi,
- la croissance différenciée des différentes catégories de revenus,
- le traitement d'évolutions divergentes des revenus et des déductions,
- la liaison directe entre les variables macro-économiques et les recettes par année budgétaire.

### *2.2.1 Faut-il prendre en compte les transferts sociaux ?*

La variable de revenu de l'ancienne équation ne comprenait pas les transferts sociaux imposables. Ceci pouvait être justifié à l'époque où la plus grande partie de ces revenus était perçue par des ménages qui n'étaient pas enrôlés. La confrontation des données macro-économiques et des statistiques fiscales fait apparaître que ce n'est plus le cas : on retrouve depuis quelques années dans les statistiques fiscales plus de 80% des transferts sociaux imposables en principe et ce ratio a augmenté de plus de 10 points depuis le début des années 90.

**Tableau 4**  
**Evolution des transferts sociaux imposables**

Exercices d'imposition	(a) Transferts sociaux imposables, selon CN	(b) Idem, selon statistiques fiscales	(b) en % de (a)
1990	23,76	17,42	73%
1991	25,20	18,28	73%
1992	27,27	19,82	73%
1993	29,08	21,71	75%
1994	30,31	22,53	74%
1995	31,41	22,73	72%
1996	32,38	24,77	77%
1997	33,10	26,18	79%
1998	33,98	27,15	80%
1999	35,18	28,05	80%
2000	35,94	28,53	79%
2001	36,73	29,50	80%
2002	38,45	31,94	83%

Milliards € ; CN : comptes nationaux.

L'augmentation de la part des transferts sociaux imposables s'explique par le fait que depuis l'exercice d'imposition 1995, les réductions d'impôt pour revenus de remplacement sont simplement indexées : la croissance réelle des transferts sociaux accélère donc le basculement des allocataires sociaux de la population non enrôlée vers la population enrôlée. Le principe selon lequel les « allocataires sociaux purs » ne sont pas imposables a cependant été maintenu. Pendant la période de gel de l'indexation (1993-99), ce basculement était plus net encore puisque la simple liaison des allocations sociales à l'indice des prix pouvait faire basculer les allocataires sociaux dans la population enrôlée.

Formellement, la croissance de la masse des transferts sociaux imposables peut se décomposer comme suit :

$$[4] \quad t = [(1 + n_r) (1 + t_{m,r}) (1 + p)] - 1$$

où  $t$  est le taux de croissance de la masse des transferts sociaux  
 $n_t$  est le taux de croissance du nombre d'allocataires sociaux,  
 $t_{mr}$  est le taux de croissance réelle de la prestation moyenne,  
 $p$  est l'évolution des prix.

Conceptuellement, le système actuel devrait générer une élasticité unitaire par rapport à  $n_t$  et  $p$  mais une élasticité supra-unitaire par rapport à  $t_{mr}$  : la croissance des transferts sociaux qui excède l'inflation est imposable, sauf effet de l'exonération des « allocataires sociaux purs ».

L'ancienne équation ne prenait pas en compte l'effet d'une augmentation du nombre d'allocataires sociaux puisque la variable d'effectifs était l'emploi. Elle ne prenait pas davantage en compte les effets de l'augmentation de la prestation réelle moyenne sur les recettes d'impôt des personnes physiques.

### 2.2.2 *Le traitement de l'inflation*

L'ancienne méthode considérait l'indexation comme une mesure et inclut donc le coût de celle-ci dans l'incidence complémentaire des mesures. Cette façon de procéder ne correspond pas à la logique du système : l'article 178 C.I.R organise l'adaptation systématique et permanente de tous les montants exprimés en € (auparavant en BEF) : pour l'année «  $t$  », ils sont indexés sur base de l'inflation constatée entre «  $t-1$  » et «  $t-2$  ».

Une approche alternative, plus proche des principes du système actuel, consisterait à scinder la variable « croissance nominale des revenus » en deux variables explicatives : une pour l'inflation, décalée d'un an et l'autre correspondant à la différence entre la croissance nominale de l'année et l'inflation de l'année antérieure. Le contenu de la variable « mesures » serait alors adapté. L'indexation ne serait plus une mesure qui « coûte » mais constituerait un élément du système : à l'inverse l'indexation partielle <sup>(10)</sup> qui est intervenue entre 1993 et 1998 serait une mesure qui a un rendement positif.

### 2.2.3 *La prise en compte de l'emploi*

L'ancienne méthode séparait l'emploi et les revenus moyens nets par actif et considère qu'une augmentation de l'emploi n'entraîne qu'une augmentation proportionnelle des recettes. Ceci revient à supposer que d'une année à l'autre, la variation

---

10) On désigne par là la limitation de l'indexation aux quotités exonérées.

nette de l'emploi est distribuée sur l'axe des salaires de la même manière que l'emploi existant. Une telle hypothèse est peu compatible avec les évolutions constatées sur le marché de l'emploi, notamment le décrochage du salaire des jeunes par rapport aux salaires moyens, l'émergence du travail à temps partiel etc...

Une telle spécification n'est en outre pas compatible avec la prise en compte des transferts sociaux dans la variable de revenus : c'est alors la variation du nombre total de contribuables qu'il faudrait considérer comme une variable d'effectifs. Une élasticité unitaire par rapport à cette variable signifierait que les revenus des entrants nets (des sortants) sont distribués de la même manière que les revenus de l'ensemble de la population.

Des simulations faites sur le modèle SIRE montrent que le coefficient d'élasticité d'une variable d'effectifs dépend fortement de la distribution des entrants.

**Tableau 5**  
**Variation des effectifs et variation de l'impôt**

Variation des effectifs	Elasticité
1% distribué comme l'initial	1
1% concentré sur les 5 premiers déciles	0,2
1% concentré sur les 5 derniers déciles	1,8
Source : simulations modèle SIRE	

Ainsi, l'élasticité des recettes à l'emploi est de 0,2 lorsque l'augmentation de l'emploi se fait intégralement en deçà du revenu médian mais de 1,8 lorsqu'elle se fait intégralement dans la moitié supérieure de la distribution des revenus. Il est donc périlleux de considérer a priori une élasticité unitaire pour une variable d'effectifs. Dès lors que son coefficient d'élasticité n'est pas a priori identifiable, il semblerait plus indiqué, sous réserve de confirmation par une estimation économétrique, de retenir comme variable explicative le revenu global, sans séparer effectifs et revenus par tête.

#### 2.2.4 La croissance différenciée des différentes catégories de revenus

L'ancienne méthode faisait également l'impasse sur les liens éventuels entre la structure des revenus et le coefficient d'élasticité. Or, le coefficient d'élasticité semble bien être une fonction de la structure des revenus bruts et plus particulièrement de la part respective des revenus salariaux, des revenus de l'activité indépendante et

des transferts sociaux <sup>(11)</sup>. Ceci s'explique logiquement par le fait qu'ils ne sont pas répartis de la même manière sur l'axe des revenus et donc dans les différentes tranches du barème. Les modalités de limitation des réductions d'impôt sur les revenus de remplacement influencent également le coefficient d'élasticité de l'impôt établi sur ces revenus.

Il serait donc intéressant d'envisager des formulations alternatives où les recettes d'impôt des personnes physiques seraient mises en relation avec la structure des revenus bruts imposables.

### 2.2.5 *Evolution des revenus et des déductions fiscales*

#### **A. FORMALISATION**

En faisant un lien direct entre la base macro-économique de l'impôt et les recettes par année budgétaire, l'ancienne méthode supposait également que les déductions fiscales évoluent au même rythme que les revenus bruts ou à tout le moins que le différentiel d'évolution est constant.

Le Conseil supérieur des Finances avait examiné cette question dans son rapport sur l'élasticité des recettes <sup>(12)</sup> en formalisant le coefficient d'élasticité comme le produit de trois effets :

- l'effet de perception qui correspond au rapport entre la croissance des recettes par année budgétaire et celle du produit global de l'impôt par exercice d'imposition,
- l'effet d'impôt qui correspond au rapport entre la croissance du produit global de l'impôt par exercice d'imposition et celle du R.I.G,
- et l'effet de base qui correspond au différentiel de croissance entre le R.I.G et les variables macro-économiques de référence.

---

11) Les simulations faites sur le modèle SIRE donnent des coefficients d'élasticité différents selon que la croissance porte sur les salaires, sur les revenus de l'activité indépendante et sur les transferts sociaux. Voir Tableau 5 pages 11 et suivantes.

12) Voir CONSEIL SUPERIEUR DES FINANCES (1992), pp. 11 et suivantes.



Formellement, on a

$$[5] \frac{\frac{dRab}{Rab}}{\frac{dBME}{BME}} = \frac{\frac{dRab}{Rab}}{\frac{dPGex}{PGex}} \times \frac{\frac{dPGex}{PGex}}{\frac{dRIG}{RIG}} \times \frac{\frac{dRIG}{RIG}}{\frac{dBME}{BME}}$$

où  $BME$  = base macro-économique  
 $Rab$  = recettes par année budgétaire  
 $PGex$  = produit global par exercice

et dont les trois termes du membre de droite expriment successivement l'effet de perception, l'effet d'impôt et l'effet de base.

Si nous laissons de côté l'effet de perception, un coefficient d'élasticité de 1,65 peut être, par exemple, la résultante d'un « effet de base » de 0,95 et d'un « effet d'impôt » de 1,74. Le second coefficient exprime l'effet de la progressivité du barème tandis que le premier indique que le R.I G croît moins vite que les revenus bruts imposables parce que les déductions fiscales croissent plus vite que ceux-ci.

Ceci ne pose problème que dans deux cas de figure : lorsque l'évolution des déductions fiscales s'écarte de celle qui caractérisait la période sur laquelle le coefficient d'élasticité a été estimé ou lorsque cette évolution est erratique.

Les déductions fiscales peuvent être regroupées en trois catégories :

- les charges professionnelles des salariés,
- les charges professionnelles des indépendants,
- les autres déductions : intérêts, rentes alimentaires et dépenses fiscales.

## B. LES CHARGES PROFESSIONNELLES DES SALARIES

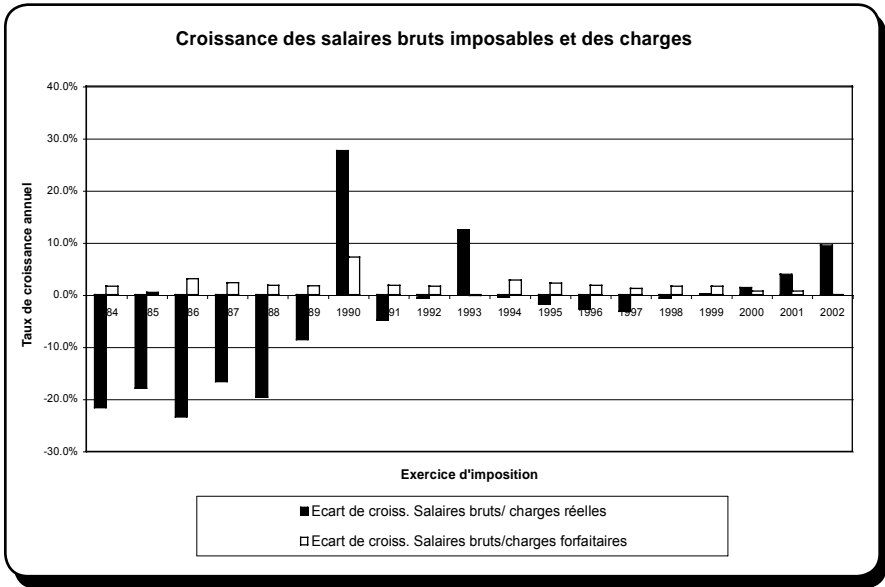
Les données rassemblées au Tableau 6 indiquent que la croissance des *charges réelles* était, pendant les années 80, nettement plus vigoureuse que celle des revenus salariaux bruts. On note également deux cassures dans l'évolution, qui correspondent à deux modifications importantes de la législation : la limitation de la déductibilité des frais de voiture, de restaurant et de vêtements professionnels par la loi du 7.11.1988 (entrée en vigueur pour l'exercice d'imposition 1990) et la limitation à 6 F/km des

frais de déplacement entre le domicile et le lieu de travail qui est entrée en vigueur à partir de l'exercice d'imposition 1993. Dès 1994, l'écart entre la croissance des charges réelles et celle des revenus salariaux se résorbe et sur les quatre dernières années, la croissance des charges réelles devient inférieure à la croissance des salaires bruts.

**Tableau 6**  
**Croissance des salaires bruts et des charges professionnelles**

Exercice d'imposition	Croissance salaires bruts	croissance charges réelles	Croissance charges forfaitaires
1984	0,3%	21,9%	-1,3%
1985	3,9%	21,8%	3,4%
1986	4,0%	27,4%	0,9%
1987	2,4%	19,0%	0,1%
1988	1,1%	20,7%	-0,7%
1989	3,4%	11,9%	1,6%
1990	6,5%	-21,2%	-0,8%
1991	7,1%	12,0%	5,3%
1992	5,3%	5,9%	3,6%
1993	4,8%	-7,7%	4,9%
1994	3,6%	4,0%	0,7%
1995	3,6%	5,4%	1,4%
1996	2,9%	5,6%	1,1%
1997	1,8%	5,0%	0,5%
1998	2,2%	2,8%	0,6%
1999	5,0%	4,8%	3,3%
2000	3,2%	2,8%	3,5%
2001	2,3%	0,4%	3,6%
2002	7,0%	-3,2%	6,4%
1983-89	2,5%	20,4%	0,7%
1994-98	2,6%	4,7%	0,9%
1999-02	4,4%	1,2%	4,2%

Graphique 1



Les *charges professionnelles forfaitaires* croissent structurellement moins vite que les revenus salariaux bruts vu qu'elles sont octroyées par un barème régressif. Il s'agit d'une caractéristique structurelle du système qui peut être captée par le coefficient d'élasticité.

### C. CHARGES PROFESSIONNELLES DES INDEPENDANTS

On ne dispose pas de données fiables qui permettent de remonter en amont des revenus nets de charges de l'activité indépendante. Les écarts de croissance entre ceux-ci et les revenus macro-économiques peuvent donc difficilement être expliqués.

### D. LES AUTRES DEDUCTIONS FISCALES

Les autres déductions fiscales peuvent également creuser un écart entre la croissance des revenus nets de charges et pertes et celle du revenu imposable globalement.

En début de période, ces déductions fiscales croissaient systématiquement plus vite que les revenus nets de charges et pertes <sup>(13)</sup>. Cet écart s'est progressivement résorbé et, à partir du début des années 90, l'élasticité du R.I.G par rapport aux revenus nets de charges et pertes tend à converger vers une bande comprise entre 0,95 et 1,05. Depuis que les avantages fiscaux de l'épargne à long terme et l'investissement immobilier sont octroyés sous forme de réductions d'impôt, la croissance du R.I.G est très proche, voire égale à celle des revenus nets de charges et pertes.

**Tableau 7**  
**Effet des déductions fiscales sur la croissance du R.I.G**

Exercices d'imposition	(a) Croissance des revenus nets de charges et pertes	(b) Croissance du R.I.G	Elasticité (b)/(a)
1984	2,6%	2,2%	0,86
1985	4,2%	2,8%	0,68
1986	4,0%	3,7%	0,93
1987	3,3%	3,9%	1,19
1988	2,2%	2,1%	0,95
1989	2,9%	2,7%	0,94
1990	7,0%	7,1%	1,02
1991	6,1%	5,9%	0,96
1992	5,8%	5,6%	0,98
1993	5,0%	7,6%	1,52
1994	3,9%	3,7%	0,96
1995	3,0%	3,1%	1,03
1996	4,6%	4,5%	0,99
1997	3,1%	3,1%	1,03
1998	1,9%	2,0%	1,05
1999	5,4%	5,5%	1,00
2000	3,8%	3,9%	1,00
2001	3,7%	3,7%	0,99
2002	6,7%	6,6%	0,98

13) Les deux exercices d'imposition pour lesquels la croissance du R.I.G est plus rapide que celle des revenus nets de charges et pertes correspondent à la suppression de certaines déductions fiscales ou à des mesures de limitation : fin de l'A.R 15 et 150 et suppression des « cotisations mutuelle » pour les salariés lors de l'exercice d'imposition 1987, passage en réduction d'impôt pour l'épargne à long terme et l'investissement immobilier lors de l'exercice d'imposition 1993.

### 2.2.6 Recettes par année budgétaire ou produit global de l'impôt par exercice d'imposition ?

L'ancienne méthode effectue un lien direct entre les variables de revenus de l'année « t » et les recettes de la même année. Or, l'impôt établi sur les revenus de l'année « t » est perçu en partie au cours des périodes ultérieures à concurrence des montants enrôlés <sup>(14)</sup>. En fait, ceux-ci sont structurellement négatifs : le précompte professionnel et les versements anticipés perçus au cours de l'année « t » surestiment donc le produit global de l'impôt qui sera in fine établi sur les revenus de l'année « t ».

Il n'y a donc pas de correspondance temporelle exacte entre les revenus d'une année et l'impôt établi sur ceux-ci. Il n'y a pas non plus de cohérence économique complète entre les recettes de l'impôt « t » et les variables de revenus de l'année « t ». Les recettes de l'année « t » comprennent en effet le précompte professionnel et les versements anticipés qui se rapportent effectivement aux revenus de l'année « t » mais aussi les rôles qui se rapportent majoritairement aux revenus de l'année « t-2 ». Lorsque la croissance s'accélère, une équation du type de celle utilisée jusqu'en 2005 va surestimer les recettes : elle va en effet estimer implicitement pour l'année « t » une croissance des rôles en fonction de la croissance des revenus de l'année « t » alors qu'elle dépend plutôt de la croissance des revenus de l'année « t-2 » qui était plus faible. Inversement, les recettes seront sous-estimées en période de décélération de la croissance.

Ce problème peut être rencontré en développant un modèle qui reproduirait la logique du système. On établirait ainsi trois équations et une identité :

- (a) une relation entre le produit global de l'impôt par exercice d'imposition et sa base macro-économique (globale et/ou en structure),
- (b) une relation entre le précompte professionnel et les revenus salariaux nets de cotisations sociales,
- (c) une relation entre les versements anticipés et les revenus de l'activité indépendante,
- (d) une identité qui donnerait par différence le produit des rôles, à décaler de deux ans pour en obtenir les recettes correspondantes.

La construction d'un tel modèle peut être envisagée mais son utilisation n'est pas sans risque : la mauvaise qualité des prévisions sur les revenus de l'activité indépendante a déjà été soulignée et une telle modélisation peut aboutir à cumuler des marges d'erreur sur l'identité (d).

---

14) On estime que 90% des rôles d'un exercice d'imposition « t+1 », correspondent à la période imposable (année des revenus) « t » sont perçus au cours de l'année « t+2 ». La partie des rôles qui est établie après le 30 juin de l'année « t+2 » concerne des redressements fiscaux en principe sans rapport avec les variables macro-économiques de l'année « t ». On peut donc se baser sur un décalage de deux ans entre les recettes de rôles et les variables de revenu.

Le raisonnement effectué jusqu'à présent suppose que les rôles sont fonction de la base macro-économique. On sait que le montant net des rôles est négatif. Si les contribuables indépendants estiment correctement l'impôt dû dans leurs versements anticipés et si le précompte professionnel est établi suivant un barème identique à celui de l'impôt, les rôles sont en fait fonction uniquement des déductions fiscales et réductions d'impôt qui ne sont pas reprises dans le calcul du précompte professionnel. Dans ce cas, il n'y a pas de lien décalé dans le temps entre l'évolution des rôles et celle des revenus, puisque la première est en quelque sorte déconnectée de la seconde. Cette hypothèse devrait être vérifiée.

### 2.2.7 Enseignements de l'examen du cadre conceptuel

Tous les points examinés dans ce paragraphe consacré au cadre conceptuel de l'impôt des personnes physiques conduisent à remettre en question l'ancienne méthode. Cinq conclusions se dégagent.

- Un certain nombre d'éléments plaident pour le remplacement des variables de l'ancienne équation par une variable de revenu qui inclurait les transferts sociaux imposables : la croissance de ceux-ci génère des revenus imposables.
- Il n'est pas évident qu'il faille faire la scission entre variable d'effectifs et revenu moyen qu'opérait l'ancienne méthode. L'élasticité à l'emploi n'est en effet pas nécessairement unitaire mais dépend fortement de la distribution des créations nettes sur l'axe des revenus et retenir l'emploi comme variable d'effectif n'est plus pertinent si on intègre les transferts sociaux dans la variable de revenu.
- L'inflation pourrait être considérée comme une variable séparée, avec une adaptation corrélative de la variable de revenus.
- L'évolution récente des principales déductions fiscales ne semble plus justifier un traitement ad hoc, dès lors que sur les dernières années, elle ne s'écarte pas fondamentalement de l'évolution des revenus imposables.
- Il peut être justifié, sur le plan conceptuel de traiter séparément les rôles et l'ensemble des paiements d'impôts contemporains à la formation des revenus (versements anticipés et précompte professionnel).

Cette dernière piste n'a toutefois pas été examinée, faute de données disponibles.

## 2.3 Nouvelles estimations macro-économiques

### 2.3.1 Estimations sur la croissance nominale des revenus

#### A. L'emploi et les revenus d'activité professionnelle comme variables explicatives

La première série d'estimations effectuées reprend donc la formulation de l'ancienne méthode désagrégée : les variables explicatives sont donc l'emploi et les revenus professionnels moyens (par actif) nets de cotisations sociales tandis que les recettes d'IPP par année budgétaire et à législation constante constituent la variable dépendante.

La période d'observation commence en 1989. La période d'observation a l'inconvénient d'être relativement courte mais elle a l'avantage d'être homogène, puisque n'intervient aucune réforme fiscale majeure qui aurait pu affecter significativement le coefficient d'élasticité.

**Tableau 8**  
**Equations recettes IPP = f(emploi, revenu moyen)**

N°	Spécification période	Coefficient emploi	Coefficient Revenu	Autres paramètres
a1	Taux de croissance 1990-99	1,62 (2,32) S	1,79 (10,60) S	R <sup>2</sup> ajusté = 0,778 DW=2,38 –Ind.
a2	Taux de croissance 1990-2001	1,23 (2,24) S	1,79 (10,93) S	R <sup>2</sup> ajusté = 0,742 DW = 2,23 – O.K.
a3	Taux de croissance 1990-2002	0,96 (1,56) NS	1,91 (10,67) S	R <sup>2</sup> ajusté = 0,651 DW = 1,68 – O.K.
a4	Différence lg 1991-2002	1,01 (1,57) NS	1,89 (9,66) S	R <sup>2</sup> ajusté = 0,564 DW = 1,60 – O.K.
a5	bi-logarithmique 1990-99	1,53 (3,77) S	1,59 (25,41) S	R <sup>2</sup> ajusté = 0,990 DW = 1,76 – O.K.
a6	bi-logarithmique 1990-2002	1,50 (5,19) S	1,61 (22,27) S	R <sup>2</sup> ajusté = 0,993 DW = 1,66 – O.K.

Les chiffres entre parenthèses réfèrent à la statistique « t » de Student.  
(N)S = (Non) significatif – Ind. = indéterminé (test non conclusif)

Le coefficient de la variable « emploi » n'est pas systématiquement significatif. Pour les spécifications en taux de croissance, il est en outre assez variable selon les périodes d'observation. Les résultats des tests empiriques confortent donc les doutes émis ci-dessus quant à la nécessité de retenir l'emploi comme variable explicative.

Le coefficient de la variable de revenu est significatif dans toutes les spécifications retenues. L'élasticité serait de 1,8 à 1,9 pour les équations en taux de croissance et en différence de logarithme qui sont les plus proches de la méthode actuellement utilisée. Le coefficient d'élasticité serait donc supérieur à 1,65. Les spécifications bi-logarithmiques donnent un coefficient d'élasticité proche de 1,6.

#### B. Inclusion des transferts sociaux dans les variables explicatives

La seconde série d'estimations inclut les transferts sociaux dans les variables explicatives. L'emploi est donc remplacé par une variable d'effectifs appelée « population » et qui est définie comme la somme des salariés, des indépendants et des effectifs des différentes catégories d'allocataires sociaux (pensions publiques, prépensions, autres pensions, chômeurs, malades et invalides), doubles comptages en principe déduits<sup>(15)</sup>. Les revenus de remplacement sont ajoutés aux revenus d'activité professionnelle pour former le « revenu global » dont la moyenne correspondante constitue la seconde variable explicative.

---

15) Ces données sont fournies par le Bureau fédéral du Plan.



**Tableau 9**  
**Equations Recettes IPP = f (population, revenu global moyen)**

N°	Spécification période d'observation	Coefficient « population »	Coefficient Revenu global	Autres paramètres
b1	Taux de croissance 1990-99	2,48 (2,50) S	1,60 (7,01) S	R <sup>2</sup> ajusté =0,785 DW = 2,44 -Ind.
b2	Taux de croissance 1990-2002	2,55 (2,80) S	1,59 (6,80) S	R <sup>2</sup> ajusté =0,719 DW = 2,17 – OK
b3	bi-logarithmique 1990-99	3,09 (4,45) S	1,24 (9,55) S	R <sup>2</sup> ajusté =0,994 DW = 2,44 Ind.
b4	bi-logarithmique 1990-2002	3,37 (6,62) S	1,20 (10,23) S	R <sup>2</sup> ajusté =0,997 DW = 2,55 - Ind.

Les chiffres entre parenthèses réfèrent à la statistique « t » de Student.  
(N)S = (Non) significatif – Ind. = indéterminé (test non conclusif)

Le coefficient de la variable « population » apparaît plus stable que celui de la variable emploi. Sa valeur est cependant anormalement élevée : il est difficile d'expliquer pourquoi un accroissement donné de l'effectif des contribuables se traduirait par une croissance deux à trois fois supérieure des recettes. Ceci conforte à nouveau les doutes déjà exprimés sur la nécessité de retenir une variable d'effectifs comme variable explicative.

Le coefficient de la variable de revenu est plus bas que lorsqu'il est spécifié sur la base des seuls revenus d'activité professionnelle. C'est vraisemblablement la conséquence de l'élasticité élevée attribuée pour cette équation à la variable « population ».

C. Le revenu global comme seule variable explicative

Les tests effectués invitent à abandonner la variable explicative représentant les effectifs (emploi ou population). La seule variable explicative serait alors le « revenu global », défini comme la somme des revenus salariaux, des revenus de l'activité indépendante et des transferts sociaux, tous nets de cotisations sociales.

**Tableau 10**  
**Recettes IPP = f (Revenu global)**

N°	Spécification période d'observation	Coefficient revenu	Autres paramètres
c1	Taux de croissance 1990-99	1,75 (13,07) S	R <sup>2</sup> ajusté = 0,793 DW = 2,39 OK
c2	Taux de croissance 1990-2003	1,773 (15,97) S	R <sup>2</sup> ajusté = 0,749 DW = 2,48 OK
c3	Différence de logarithmes 1991-2002	1,73 (12,70) S	R <sup>2</sup> ajusté= 0,657 DW = 2,07 OK
c4	Bi-logarithmique 1990-99	1,53 (33,58) S	R <sup>2</sup> ajusté= 0,992 DW = 1,89 OK
c5	Bi-logarithmique 1990-2002	1,60 (45,01) S	R <sup>2</sup> ajusté = 0,994 DW = 1,30 – Ind

Les chiffres entre parenthèses réfèrent à la statistique « t » de Student.  
(N)S = (Non) significatif – Ind. = indéterminé (test non conclusif)

Cette troisième série d'équations fournit des coefficients d'élasticité comparables à ceux de la première série d'équations : ils sont compris entre 1,7 et 1,8. La variable de revenus est toujours hautement significative et les autres résultats sont suffisamment robustes.

### 2.3.2 *Traitement séparé de la croissance réelle et de l'inflation.*

La discussion des problèmes conceptuels a conclu à la nécessité d'examiner comme piste alternative un traitement séparé de l'inflation décalée d'un an et de la croissance réelle.

Dans les spécifications utilisées jusqu'à présent, on considère l'indexation comme une mesure et c'est donc logiquement l'évolution nominale du revenu qui constitue la variable explicative. L'alternative consiste à traiter séparément, dans les variables explicatives, croissance réelle et inflation décalée d'un an.

- L'inflation est prise en compte sur base de l'indice des prix à la consommation « normal » (et non de l'indice « santé ») retardé d'un an, à savoir celui utilisé pour indexer les montants exprimés en BEF ou en €, dans le code des impôts sur les revenus <sup>(16)</sup>.
- La variable de revenu est logiquement déflatée par cet indice, avec 1990 comme valeur de départ. Lorsqu'elle est exprimée en taux de croissance, il ne s'agit donc pas de la croissance réelle de l'année mais de la différence entre la croissance nominale de l'année et l'inflation de l'année antérieure.
- Il faut également corriger la série de la mesure. Dans l'optique utilisée jusqu'à présent, toute indexation était considérée comme une mesure qui coûtait à l'Etat alors que dans l'optique ici examinée, il faut considérer que toute limitation de l'indexation est une mesure qui rapporte. La série des mesures ainsi corrigée se trouve en annexe 1.

Deux spécifications ont été testées en taux de croissance sur la période 1990-2002 : elles diffèrent par le fait que le coefficient de la variable « indice des prix » est soit estimé par l'équation, soit fixé à 1. Dans ce dernier cas, le seul coefficient estimé est donc celui de la variable de revenus réels.

**Tableau 11**  
**Recettes IPP = f (croissance réelle du revenu global)**

N°	Spécification période d'observation	Coefficient revenu	Coefficient indexation	Autres paramètres
d1	Taux de croissance 1990-2002	1,67 (6,30 S)	fixé à 1	R <sup>2</sup> ajusté = 0,634 DW = 1,95 OK
d2	Taux de croissance 1990-2002	1,82 (3,10 S)	0,85 (1,67 NS)	R <sup>2</sup> ajusté = 0,637 DW = 2,01 OK

Le coefficient de la variable « indexation » n'est pas significatif lorsqu'il est estimé par l'équation mais ceci pourrait s'expliquer par une période d'estimation relativement courte. Une autre raison possible est que l'adaptation à l'inflation n'est pas parfaite : les arrondis (au millier BEF sur la période d'observation) ont pour conséquence que le « coût de l'indexation » n'est pas strictement proportionnel au taux d'inflation observé et ceci joue d'autant plus en période de faible inflation. Le coefficient d'élasticité estimé est proche de 1,75.

16) Voir l'article 178 CIR.

### 2.3.3 *La structure de la croissance*

La troisième piste à examiner consiste à tenir compte de l'évolution différenciée des différentes catégories de revenus, c'est-à-dire de la structure de la croissance. Pour rappel, l'hypothèse à tester est que les salaires, les revenus de l'activité indépendante et les transferts sociaux n'étant pas distribués de la même manière sur l'échelle des revenus, l'élasticité pourrait être fonction de la contribution de chaque catégorie de revenu à la croissance.

Pour tester cette hypothèse, nous avons estimé une série d'équations à deux variables explicatives.

- La première est systématiquement le « revenu global »
- La seconde est la part d'une catégorie de revenus dans le revenu global, alternativement la part des revenus salariaux, les revenus de l'activité indépendante et les transferts sociaux <sup>(17)</sup>.

Deux séries d'équations ont été testées : la première en bi-logarithme (Equations e1 à e3), la seconde en taux de croissance (Equations e4 à e10). Les résultats sont présentés au Tableau 12.

---

17) Prendre plusieurs variables de structure pose un problème de multicollinéarité.

**Tableau 12**  
**Elasticité et structure de la croissance**

N°	Spécification période d'observation	Variable de structure	Coefficient revenu	Coefficient variable	Autres paramètres de structure
e1	bi-logarithmique, 1990-2002	part salaires	1,46 (19,15 S)	1,18 (1,94 NS)	R <sup>2</sup> ajusté = 0,995 DW = 1,887 OK
e2	bi-logarithmique, 1990-2002	part revenus indépendants	1,36 (8,41 S)	-0,55 (-1,48 NS)	R <sup>2</sup> ajusté = 0,994 DW = 1,362 IND
e3	bi-logarithmique, 1990-2002	part des transferts sociaux	1,59 (45,20 S)	-0,28 (-1,06 NS)	R <sup>2</sup> ajusté = 0,994 DW = 1,603 OK
e4	taux de croissance 1990-2002	part salaires	1,77 (8,45 S)	0,0018 (0,16 NS)	R <sup>2</sup> ajusté = 0,693 DW = 1,573 OK
e5	taux de croissance 1990-2002	part revenus indépendants	1,38 (5,2 S)	-0,0078 (-1,75 NS)	R <sup>2</sup> ajusté = 0,762 DW = 2,075 OK
e6	taux de croissance 1990-2002	part des transferts sociaux	1,78 (13,07 S)	0,0033 (0,80 NS)	R <sup>2</sup> ajusté = 0,709 DW = 1,578 OK
e7	taux de croissance 1983-2002	part salaires	1,57 (13,40 S)	0,0074 (0,006 NS)	R <sup>2</sup> ajusté = 0,633 DW = 1,709 OK
e8	taux de croissance 1983-2002	part revenus indépendants	1,38 (13,49 S)	-0,0078 (-4,03 S)	R <sup>2</sup> ajusté = 0,791 DW = 2,061 OK
e9	taux de croissance 1983-2002	part des transferts sociaux	1,63 (14,54 S)	0,0015 (0,59 NS)	R <sup>2</sup> ajusté = 0,606 DW = 1,658 OK
e10	taux de croissance 1985-2002	part revenus indépendants	1,40 (12,56 S)	-0,0075 (-3,67 S)	R <sup>2</sup> ajusté = 0,785 DW = 2,03 OK

Les coefficients des variables de structure doivent être interprétés comme suit.

- Un coefficient positif signifie qu'un accroissement de la part des revenus concernés dans la base macro-économique (le revenu global) accroît la croissance des recettes par rapport à l'effet du coefficient d'élasticité du revenu global.
- Inversement, un coefficient négatif signifie qu'un accroissement de la part des revenus concernés dans la base macro-économique (le revenu global) réduit la croissance des recettes par rapport à l'effet du coefficient d'élasticité du revenu global.

Les coefficients des variables de structure ne sont pas significatifs sur la période 1990-2002. On peut cependant déjà tirer quelques conclusions – certes fragiles – quant à leur signe.

- Le coefficient de la part des revenus de l'activité indépendante est négatif dans les deux spécifications : ceci signifierait que la croissance de l'impôt est moindre, toute autre chose égale par ailleurs, lorsque l'augmentation de la base porte sur les revenus de l'activité indépendante.
- Le coefficient de la part des salaires est positif dans les deux spécifications : ceci signifierait que la croissance de l'impôt est plus forte, toute autre chose égale par ailleurs, lorsque l'augmentation de la base porte sur les revenus salariaux.

Les résultats sont meilleurs lorsque la période d'observation est rallongée (1983-2002). La variable de structure la plus significative est la part des revenus de l'activité indépendante. Cependant, l'élasticité par rapport au revenu global chute fortement, ce qui est difficilement explicable.

## 2.4 *Estimation de l'élasticité par le modèle SIRE*

Le modèle de micro-simulation SIRE a été développé depuis plusieurs années et est aujourd'hui largement utilisé pour simuler l'effet de modifications de la législation fiscale <sup>(18)</sup>. Il peut également être utilisé pour projeter la base imposable et le produit de l'impôt ou encore pour calculer le coefficient d'élasticité. Nous nous en tiendrons ici à son utilisation pour le chiffrage du coefficient d'élasticité.

### 2.4.1 *Les particularités d'un modèle de micro-simulation*

La principale différence entre le modèle SIRE et une méthode macro-économique se situe au niveau du concept de « *législation constante* ».

- La méthode macro-économique déduit l'évolution des recettes à législation constante à partir des recettes effectives et du chiffrage du rendement des mesures. Un biais systématique dans le chiffrage des mesures conduirait donc à affecter la valeur du coefficient d'élasticité ex ante. Plus globalement, la qualité de toute estimation macro-économique est tributaire de la précision avec laquelle a été estimé l'impact des mesures.

---

18) Pour une présentation complète du modèle, voir STANDAERT et VALENDUC (1999).

- A l'inverse, un modèle de micro-simulation produit automatiquement la législation constante, puisque c'est son scénario de référence : ***ce qu'une méthode macro-économique doit construire, le modèle SIRE le génère automatiquement.***

Le modèle SIRE calcule à la fois l'évolution de la base imposable et celle du produit de l'impôt par exercice d'imposition : il a donc également l'avantage de fournir un cadre cohérent pour l'estimation du coefficient d'élasticité et des mesures. La méthode macro-économique ne calcule pas l'évolution de la base imposable et produit comme résultat les recettes par année budgétaire.

Le modèle SIRE part des données de la déclaration fiscale. Il faut donc faire le pont entre celles-ci et les évolutions macro-économiques. Les concepts de revenu correspondants ne sont pas nécessairement identiques : certains revenus ne sont pas imposables ou sont obtenus par des ménages qui ne sont pas enrôlés et qui ne se retrouvent donc pas dans la base de données du modèle SIRE. Pour les revenus de l'activité indépendante, les revenus fiscaux ne comprennent forcément que les revenus déclarés alors que les comptes nationaux incorporent une estimation des revenus non déclarés. On résout ce problème en calculant une élasticité des revenus imposables par rapport aux revenus macro-économiques, et ce pour trois catégories de revenu : les revenus salariaux, les revenus de l'activité indépendante et les transferts sociaux.

#### 2.4.2 Estimation de l'élasticité par le modèle SIRE

L'élasticité de l'IPP est estimée en donnant un taux de croissance ad hoc aux données de revenus et de déductions. On observe alors, à législation constante, la croissance de l'impôt et le coefficient d'élasticité est déduit de ces deux taux de croissance.

Tous les autres paramètres du modèle, en ce compris tous les montants libellés en € ne sont ni modifiés ni indexés. ***L'élasticité est donc estimée par rapport à la croissance réelle.***

Deux séries de simulations ont été effectuées : dans la première série, on donne aux différentes catégories de revenus et de déductions un même taux de croissance tandis que dans la seconde série le taux de croissance est appliqué successivement à une seule des trois catégories suivantes : revenus salariaux, aux revenus de l'activité indépendante et transferts sociaux de façon à examiner si l'élasticité est fonction de la composition des revenus imposables.

#### 2.4.2.1 Simulations à composition inchangée du revenu imposable

Les simulations sont basées sur la législation avant réforme de l'IPP. C'est en effet cette législation qui est la plus proche du concept de « législation constante » qui est dans le cadre de raisonnement macro-économique. Dans les équations estimées par cette méthode et dont les résultats ont été présentés à la section précédente, la réforme de l'IPP est en effet considérée comme une mesure discrétionnaire dont les effets sont pris en compte au fur et à mesure de l'entrée en vigueur des différentes phases de la réforme.

**Tableau 13**  
**Estimation de l'élasticité par le modèle SIRE**  
**Croissance identique de tous les revenus et déductions.**

Taux de croissance exogène des revenus et déductions	1%	5%
Croissance endogène du R.I.G	1,015	5,074
Croissance endogène de l'impôt	1,800	9,040
Elasticité de l'I.P.P, par rapport au brut imposable	1,800	1,810
Idem, par rapport aux R.I.G	1,770	1,780
Elasticité du R.I.G par rapport aux revenus bruts	1,015	1,015

Cette première série de simulations fait apparaître une élasticité (par rapport aux revenus bruts imposables) de 1,8 avant la récente réforme fiscale.

L'élasticité se décompose en une élasticité de la base imposable de 1,015 et une élasticité de taux de 1,77<sup>(19)</sup>. Le fait que le R.I.G croît plus vite que les revenus bruts imposables s'explique essentiellement par le pourcentage dégressif des charges professionnelles forfaitaires.

Des coefficients d'élasticité d'un même ordre de grandeur sont obtenus sur base d'une croissance de 5%, ce qui valide l'hypothèse d'une élasticité linéaire par rapport à la croissance réelle.

#### 2.4.2.2 Simulations modifiant la composition du revenu imposable

La seconde série de simulations teste une éventuelle relation entre la valeur du coefficient d'élasticité et la composition de la croissance. La croissance de toutes les déductions est fixée à 1% mais la croissance des revenus est ciblée : ce taux de 1% n'est affecté chaque fois qu'à une des trois grandes catégories de revenus.

<sup>19)</sup> L'élasticité de base est le rapport entre la croissance du R.I.G et celle des revenus bruts imposables, tandis que l'élasticité d'impôt est le rapport entre la croissance du produit de l'impôt et celle du R.I.G.



**Tableau 14**  
*Estimation de l'élasticité d'impôt par le modèle SIRE*  
*Croissance ciblée sur certaines catégories de revenus*

Croissance des salaires	Croissance des. revenus de l'act. ind.	Croissance des transferts sociaux	Elasticité d'impôt (Impôt versus R.I.G)
<b>1%</b>	0%	0%	1,897
0%	<b>1%</b>	0%	1,585
0%	0%	<b>1%</b>	1,300

Les résultats des simulations indiquent clairement que *l'élasticité est fonction de la composition de la croissance* : toujours sous les hypothèses statiques du modèle, elle est plus élevée pour les revenus salariaux que pour les revenus de l'activité indépendante et moins élevée encore pour les transferts sociaux. Ces simulations rejoignent donc les conclusions de l'approche économétrique de la section précédente : plus la contribution des revenus de l'activité indépendante à la croissance est importante, plus faible sera l'élasticité par rapport au revenu global.

La contribution de chaque catégorie de revenus à la croissance varie annuellement. En combinant les élasticités par catégories de revenu du Tableau 14 avec les contributions de ces différentes catégories de revenu, on obtient *pour la période 1989-99* (soit la même période que celle des estimations macro-économiques présentées à la section précédente) un coefficient d'élasticité moyen de **1,78 sur la croissance réelle, soit à nouveau un coefficient d'élasticité très proche de ceux obtenus par les approches économétriques**. La valeur minimale est de 1,59 et la valeur maximale de 2,10.

**Tableau 15**  
*Elasticité de l'IPP et composition de la croissance*

Années	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
Contribution à la croissance réelle										
salaires	3,4%	2,4%	1,1%	-0,5%	1,2%	0,6%	0,3%	0,6%	1,8%	1,5%
activité indépendante	0,2%	-0,4%	-0,4%	-0,1%	0,5%	0,2%	0,7%	0,2%	0,7%	0,4%
transferts sociaux	0,5%	0,9%	0,5%	0,2%	0,0%	0,0%	0,3%	0,6%	-0,5%	0,7%
Elasticité calculée	1,81	1,76	1,76	2,10	1,80	1,82	1,59	1,59	1,92	1,68

## 2.5 *Conclusions intermédiaires*

La discussion des problèmes conceptuels aboutissait notamment aux conclusions suivantes :

- un doute quant à la nécessité de séparer la croissance des effectifs (emploi ou population) de celle du revenu moyen,
- la nécessité d'examiner une estimation avec la croissance réelle des revenus comme variable dépendante et une élasticité unitaire sur l'inflation,
- la nécessité d'examiner le lien éventuel entre la structure de la croissance et le coefficient d'élasticité.

Les principales conclusions des nouvelles estimations macro-économiques sont les suivantes.

- Il est préférable de travailler sur le revenu global, sans séparer effectifs et revenu moyen. Les coefficients des variables d'effectifs sont soit non significatifs, soit trop variables selon les périodes d'estimation ou encore peu justifiables sur le plan pratique.  
Les estimations les plus robustes sont celles qui prennent **le revenu global comme variable explicative et l'élasticité est de 1,773 pour des spécifications en taux de croissance.**
- On obtient également des estimations acceptables mais moins robustes en séparant croissance réelle de l'assiette et inflation. Le coefficient d'élasticité estimé est proche de 1,773 mais l'élasticité à l'inflation serait infra-unitaire et non significative lorsqu'elle est estimée.
- Ces deux premiers résultats sont statistiquement concordants <sup>(20)</sup> ce qui est logique et confirme la pertinence des résultats obtenus. En effet, à partir du moment où l'inflation est stable et où l'effet de l'indexation est bien estimé – et on peut considérer que le modèle SIRE le permet – l'élasticité doit être proche <sup>(21)</sup> qu'elle soit mesurée sur la croissance réelle ou sur la croissance nominale, dès lors qu'on postule une élasticité unitaire sur l'inflation de l'année précédente.

---

20) Formellement, les intervalles de confiance des deux coefficients se recourent largement.

21) Elle pourrait même être identique si l'adaptation à l'inflation était parfaite (c'est-à-dire sans arrondis au millier BEF comme c'était le cas sur la période d'estimation).

- Il y a effectivement ***un lien entre l'évolution de la structure du revenu global et la croissance des recettes***. Les équations qui donnent les meilleurs résultats sont celles qui retiennent la ***part des revenus de l'activité indépendante*** comme variable de structure. Celle-ci a un signe négatif ce qui signifie que, toute autre chose égale par ailleurs, plus la part des revenus de l'activité indépendante est importante, plus cela freinera la croissance des recettes pour une évolution donnée du revenu global. On constate cependant une diminution du coefficient d'élasticité global, difficilement explicable, lorsqu'on intègre des variables de structure.
- Les estimations faites sur le modèle SIRE fournissent également un coefficient d'élasticité proche de 1,77 et confirment la relation entre la structure de la croissance et le coefficient d'élasticité. De plus, quand on combine les élasticités par catégories de revenu avec la structure constatée de la croissance, on obtient une élasticité ex post moyenne sur la croissance réelle du revenu global très proche de l'estimation faite par la méthode macro-économique.

Deux des approches examinées fournissent des résultats qui sont satisfaisants à l'égard de deux des trois critères d'évaluation à savoir un cadre conceptuel correct et une estimation économétrique de bonne qualité. Il s'agit de l'équation avec pour seule variable le revenu global (équation c2, Tableau 10) et de l'équation séparant croissance réelle et inflation (équation d1, Tableau 11). Le lien entre coefficient d'élasticité et structure de la croissance, s'il est conceptuellement correct, n'a pu être formalisé de manière satisfaisante sur le plan économétrique et l'examen de cette piste ne sera donc pas poursuivi.

## 2.6 *Tests ex post*

Les tests ex post ont pour but de comparer différentes méthodes en neutralisant l'effet des autres facteurs. Comme mentionné dans la première partie de cet article, les recettes sont estimées sur base des évolutions constatées des variables macro-économiques et des mêmes chiffres de mesures et glissements.

Les deux pistes retenues s'avèrent meilleures que l'ancienne méthode. L'équation basée sur la croissance nominale du revenu global permet sur la période une amélioration de plus de 50% de la qualité des prévisions : l'erreur moyenne qui était de 503 millions EUR (2,07% des recettes) pour l'ancienne méthode n'est plus que de 244 millions EUR (1,02%) avec cette nouvelle équation. L'amélioration est considérable pour la réduction des sous-estimations puisqu'on passe de 14,7% des recettes à 3,7% des recettes. Elle est significative aussi pour la réduction des surestimations puisqu'on revient de 14,3% des recettes à 10,5% des recettes. Elle serait plus significative ici si on ne tient compte de l'année 1993 qui apparaît comme un cas singulier. L'amélioration qui découle de la méthode proposée est générale puisque sur 14 estimations, 12 sont de meilleure qualité lorsque le nouveau modèle est utilisé (Cf. Tableau 17 et les graphiques ci-après).

L'équation séparant croissance réelle et inflation fournit de moins bons résultats. L'erreur moyenne est inférieure à celle de l'ancienne méthode (1,54% contre 2,07%), il y a une réduction considérable des sous-estimations mais pas pour les surestimations.

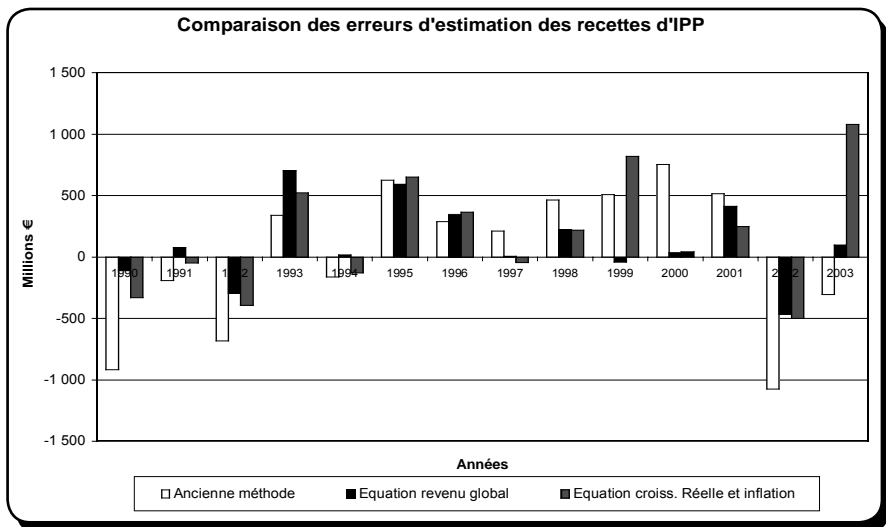
**Tableau 16**  
**Estimation des recettes d'IPP**  
**Confrontation des méthodes sur la période 1990-2003 : synthèse des résultats**

	Erreurs d'estimation en millions €			Erreurs d'estimation en % des recettes		
	Ancienne méthode	Equation c2	Equation d1	Ancienne méthode	Equation c2	Equation d1
Somme sous-estimations	-3.342	-918	-1.459	-14,73%	-3,73%	-6,47%
Somme surestimations	3.699	2.501	3.934	14,29%	10,54%	15,03%
Somme des écarts	7.041	3.419	5.393	29,02%	14,26%	21,50%
Erreur moyenne	503	244	385	2,07%	1,02%	1,54%
Ecart-type	592	320	470			

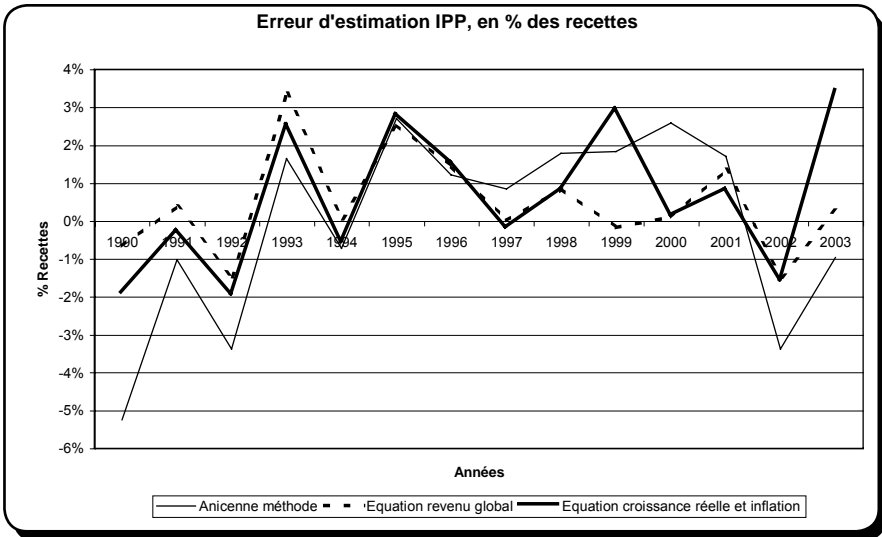
**Tableau 17**  
**Estimation des recettes d'IPP**  
**Confrontation des méthodes sur la période 1990-2003 : résultats annuels**

	Erreurs d'estimation en millions €			Erreurs d'estimation en % des recettes		
	Ancienne méthode	Equation c2	Equation d1	Ancienne méthode	Equation c2	Equation d1
1990	-921	-112	-333	-5,25%	-0,64%	-1,90%
1991	-193	76	-50	-1,02%	0,40%	-0,27%
1992	-682	-296	-394	-3,38%	-1,46%	-1,95%
1993	339	700	523	1,64%	3,39%	2,53%
1994	-163	17	-130	-0,72%	0,07%	-0,57%
1995	625	590	650	2,69%	2,55%	2,80%
1996	288	344	364	1,21%	1,45%	1,53%
1997	211	7	-48	0,84%	0,03%	-0,19%
1998	464	223	216	1,78%	0,86%	0,83%
1999	507	-45	818	1,83%	-0,16%	2,95%
2000	750	36	40	2,58%	0,12%	0,14%
2001	516	412	247	1,71%	1,37%	0,82%
2002	-1.078	-466	-503	-3,39%	-1,46%	-1,58%
2003	-305	97	1 077	-0,97%	0,31%	3,43%

**Graphique 2**



Graphique 3



\*

\*\*

\*

*C'est donc l'équation c2 qui est retenue pour l'estimation des recettes d'impôt des personnes physiques. Pour rappel, cette équation est spécifiée en taux de croissance avec pour seule variable explicative le revenu global. L'estimation de cette équation pour la période d'observation 1990-2003 fournit un coefficient d'élasticité de 1,773.*

### 3 Impôt des sociétés

L'examen de la méthode d'estimation des recettes commence également par la réestimation de l'ancienne équation. On passe ensuite à un examen approfondi du cadre conceptuel (impact du changement de méthodologie de la comptabilité nationale, mécanismes de l'impôt des sociétés). Les sections suivantes présentent les différentes pistes qui ont été examinées pour conclure sur l'équation retenue.

#### 3.1 Réestimation de l'ancienne équation

L'ancienne méthode estimait les recettes d'impôt des sociétés (ISC) sur base d'une équation ayant pour variables explicatives les bénéfices avant impôt des sociétés (BS) et le revenu national brut (RN) <sup>(22)</sup>. Elle était de spécification bi-logarithmique et les paramètres utilisés étaient les suivants :

$$[4] \quad \ln (ISC_t/ISC_{t-1}) = 0,514 \ln (BS_t/BS_{t-1}) + 0,637 (\ln RN_t/RN_{t-1})$$

Cette équation a été réestimée sur la période 1989-2003. La première spécification est la reproduction exacte de l'équation [4] avec les recettes d'impôt des sociétés à législation constante (ISC) comme variable dépendante. D'autres équations ont été testées avec une spécification en taux de croissance et considèrent les mesures (MES) comme une variable séparée. On a alors

$$[5] \quad IS = b_1 BS + b_2 RN + b_3 MES$$

où le coefficient des mesures peut être estimé ou fixé à 1.

---

22) L'estimation des recettes faites dans l'Exposé général repose sur le revenu national NET alors que l'équation a été estimée avec le revenu national BRUT pour variable explicative.

**Tableau 18**  
**Réestimation de l'ancienne équation**

	spécification [1] = [4]	
$b_1 = -0,018$	$Sb_1 = 0,363$	$t = -0,049$ NS
$b_2 = 0,356$	$Sb_2 = 0,676$	$t = 0,526$ NS
	$R^2 = 0,155$	DW = 1,83
Même variables que [1], spécification en taux de croissance, mesures en variable séparée		
$b_1 = 0,059$	$Sb_1 = 0,403$	$t = 0,148$ NS
$b_2 = 0,533$	$Sb_2 = 0,762$	$t = 0,699$ NS
$b_3 = 0,809$	$Sb_3 = 0,387$	$t = 2,08$
	$R^2 = 0,139$	DW = 1,91
Même variables que [1], spécification en taux de croissance, mesures en variable séparée		
$b_1 = 0,005$	$Sb_1 = 0,375$	$t = 0,012$ NS
$b_2 = 0,417$	$Sb_2 = 0,703$	$t = 0,595$ NS
$b_3 = \text{fixé à } 1$		
	$R^2 = 0,189$	DW = 1,812
$Sb_x = \text{écart type du coefficient } b_x$		

Le test effectué sur l'ancienne spécification est **particulièrement mauvais** : la qualité de l'ajustement est très faible, aucune des variables explicatives n'est significative, à l'exception du coefficient de la variable discrétionnaire. Les coefficients estimés sont en outre très différents de ceux qui étaient repris dans l'Exposé général. En fait, le seul changement effectué par rapport à l'équation antérieure est celui de la période d'observation, lequel implique entre autre le passage de la méthode de comptabilité nationale SEC79 à SEC95. Ceci montre bien les **dangers qu'il y a à ne pas réestimer périodiquement des équations dont les périodes d'observation deviennent alors complètement dépassées.**

Les spécifications en taux de croissance ne donnent pas de meilleurs résultats : la qualité de l'ajustement est de nouveau très faible et les coefficients ne sont pas significatifs.

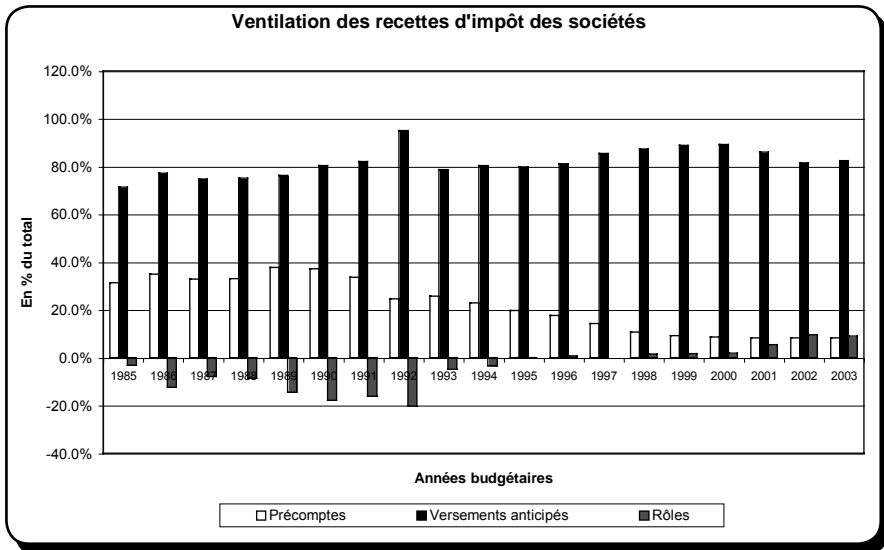


## 3.2 Réexamen du cadre conceptuel

### 3.2.1 La variable de recettes

Les recettes d'impôt des sociétés comprennent les versements anticipés, le précompte mobilier à charge des sociétés et les rôles. Les deux premières catégories de recettes sont contemporaines de l'année de formation des bénéfices imposables tandis que les rôles sont fonction des bénéfices imposables des années antérieures, principalement de l'année « t-2 ». Le Graphique 4 détaille la structure des recettes exprimées par année budgétaire (23).

Graphique 4



Les rôles sont structurellement négatifs sur la période 1985-1994 et culminent à -20% des recettes pour l'année budgétaire 1992. Les rôles deviennent ensuite positifs et atteignent près de 10% des recettes de l'année 2003. Cette évolution des rôles dope la croissance des recettes par année budgétaire : sur la période 1985-2003, leur croissance annuelle moyenne est de 6,3% tandis que la croissance des « précomptes et versements anticipés » n'est que de 5,6%. Sur cette même période, la croissance annuelle moyenne du produit de l'impôt des sociétés est de 7%.

Ceci signifie que la perception des recettes d'impôt des sociétés s'est davantage étalée dans le temps : en début de période, les précomptes et versements anticipés étaient globalement supérieurs à l'impôt dû tandis qu'en fin de période, c'est l'inverse qui est constaté.

23) Voir les données chiffrées en annexe 2.

Toute autre chose égale par ailleurs, ceci signifie que, sur la période d'observation, ***les recettes d'impôt des sociétés par année budgétaire ont évolué moins vite que le produit global de l'impôt, du fait d'un effet de perception.***

### 3.2.2 Les variables macro-économiques

Dans l'ancienne méthodologie de la comptabilité nationale, la base macro-économique (BME) de l'impôt des sociétés était estimée à partir de la répartition du revenu national entre les facteurs de production : elle était définie comme la somme des bénéfices distribués, des bénéfices réservés et de l'impôt des sociétés. Les tantièmes et les revenus des sociétés de personnes étaient également inclus dans la base imposable. C'est sur cette base qu'était initialement constituée la variable BS de l'équation [4].

Le passage de la comptabilité nationale en SEC95 modifie radicalement les modalités de définition de la base macro-économique de l'impôt des sociétés. Celle-ci doit être estimée à partir de l'agrégation du compte des sociétés financières et de celui des sociétés non financières (24). Deux possibilités existent :

- La première consiste à estimer la base « par le bas », c'est-à-dire de l'épargne nette (EN) qui constitue le solde du compte de revenu disponible. Cette épargne nette serait le correspondant macro-économique des bénéfices réservés, auquel il convient d'ajouter le montant net des dividendes attribués, qui sont en principe taxables (D42e) et des dividendes reçus, qui sont en principe déductibles comme RDT (D42r) ainsi que l'impôt des sociétés (IS). On a donc

$$[6] \quad BME_t = EN + D42e - D42r + IS$$

- La seconde possibilité consiste à partir « par le haut », c'est-à-dire de l'excédent net d'exploitation, déduction faite des Services d'Intermédiation Financière Indirectement Mesurés (SIFIM) et à y ajouter le solde des revenus de la propriété imposables. Celui-ci ne correspond pas à la différence entre les ressources (D4r) et les emplois (D4e) au sens de la comptabilité nationale. En effet, pour les dividendes (D42) et les bénéfices réinvestis d'investissements directs étrangers (D43), ce sont les montants attribués qui sont taxables et les montants reçus qui sont déductibles. On a donc une base macro-économique définie comme suit.

---

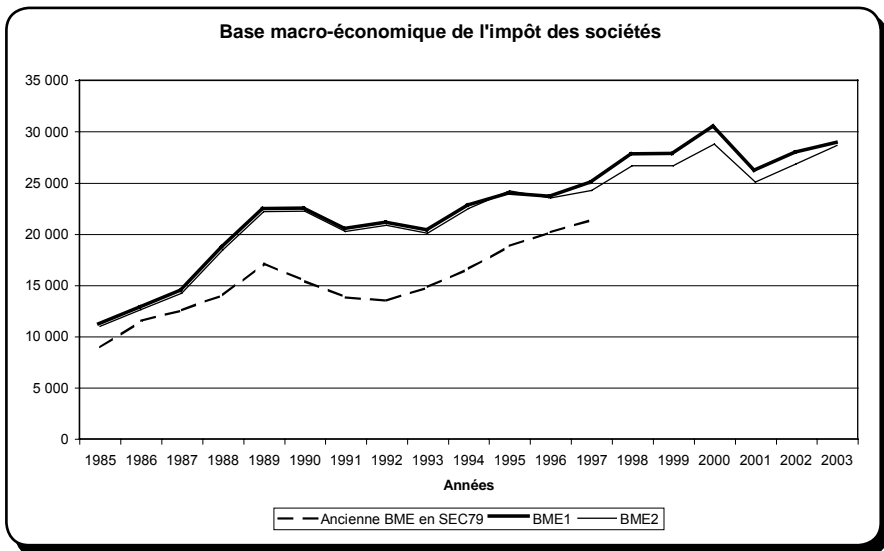
24) On ne dispose pas d'un compte consolidé.

$$[7] \quad BME_2 = ENE - SIFIM + (D4r - D42r - D43r) - (D4e - D42e - D43e)$$

Le Graphique 5 compare l'évolution de ces deux définitions de la base macro-économique avec l'ancienne base. On remarquera que les deux définitions basées sur la comptabilité nationale SEC95 (c'est-à-dire les formules [6] et [7]) sont assez proches et les bases ainsi définies ne divergent que très légèrement en fin de période. L'écart entre ces définitions s'explique essentiellement par des éléments de « distribution secondaire » du revenu en comptabilité nationale.

L'écart par rapport à l'ancienne base macro-économique est par contre plus net : cette série ne converge avec la première définition de la base macro-économique « SEC95 » qu'en début de période. Globalement, la base macro-économique de l'impôt SEC95 est supérieure à la base SEC79 : sur la période 1985-97 le ratio entre BME2 et l'ancienne base est de 117%.

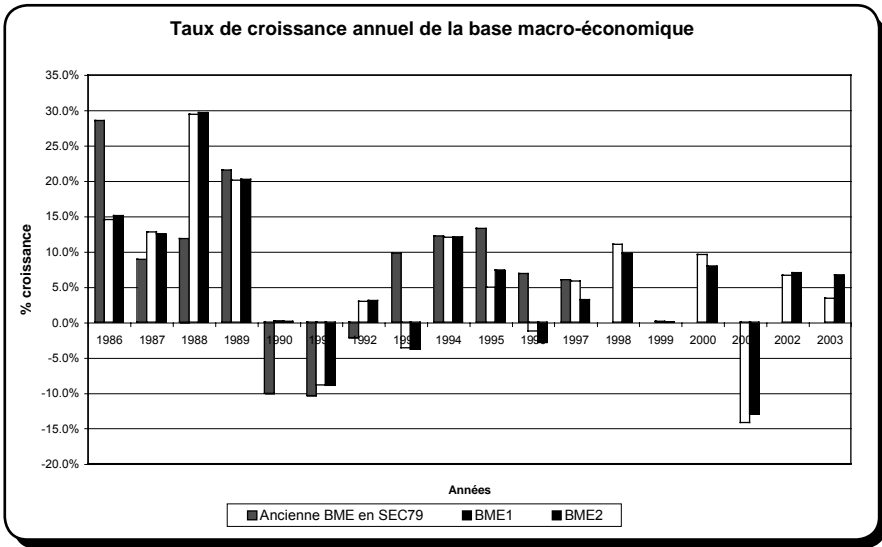
*Graphique 5*



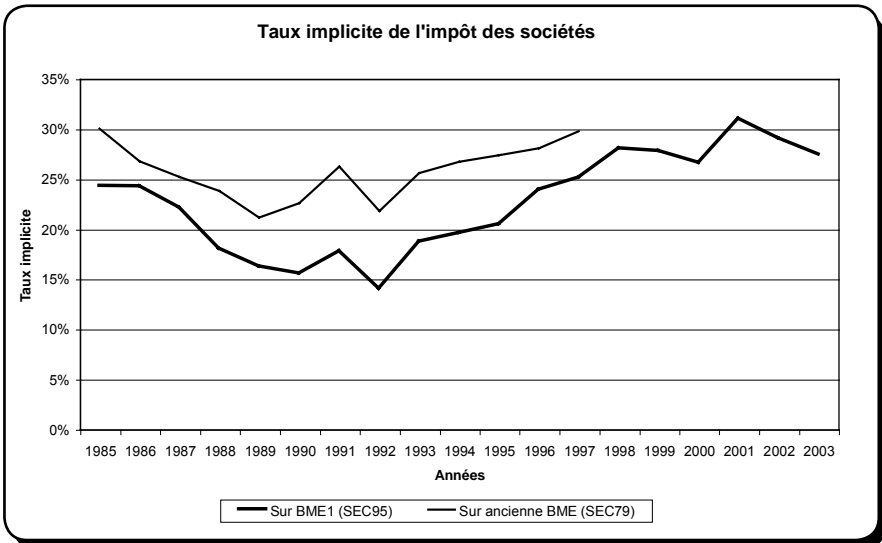
Le Graphique 6 effectue la même comparaison en taux de croissance annuel. On note logiquement des écarts importants par rapport à l'ancienne définition. Le taux de croissance de la nouvelle base macro-économique est globalement plus élevé que le taux de croissance de l'ancienne base macro-économique. Dans un tel contexte, il est *dangereux d'appliquer à la base macro-économique en SEC95 des taux de croissance estimés sur des données en SEC79* et c'est pourtant ce qui se faisait en utilisant l'ancienne équation.

La comparaison des deux méthodologies se traduit forcément par des taux d'imposition implicites de niveau et d'évolution quelque peu différentes (Voir Graphique 7). Si les grandes tendances restent comparables, on remarquera que le taux d'imposition implicite estimé en SEC95 descend plus bas sur la période 1985-99.

*Graphique 6*



*Graphique 7*



La base macro-économique ainsi définie est une formulation idéale de la base macro-économique. Elle est toutefois difficilement utilisable en prévision dès lors qu'on ne dispose pas dans le budget économique de tous les éléments de l'équation [7].

### 3.2.3 *De la base macro-économique aux recettes*

#### **A. RAPPEL DES ÉLÉMENTS CONCEPTUELS**

La détermination de l'impôt des sociétés se caractérise par une série de déductions qui s'applique sur le bénéfice comptable.

Le point de départ est le « résultat fiscal brut » qui correspond à la somme des bénéfices réservés, des bénéfices distribués et des dépenses non admises. Les deux premiers termes de cette somme, majorés de l'impôt qui fait partie des dépenses non admises, correspondent normalement aux bénéfices avant impôt des entreprises tels que recensés par la comptabilité nationale, sous réserve des doubles comptages provenant des attributions de bénéfices entre sociétés mère et filiale. Cet agrégat comprend des résultats positifs et des résultats négatifs. Les résultats négatifs sont isolés dès ce stade, vu que les déductions qui suivent ne peuvent s'opérer que sur des résultats positifs.

Sur le montant global des résultats positifs s'opèrent les déductions suivantes :

- a. les dividendes immunisés (AR 15&150), sociétés novatrices, sociétés de reconversion,
- b. les bénéfices réalisés dans des établissements stables situés dans des pays avec lesquels la Belgique a conclu une convention préventive de la double imposition,
- c. les éléments non imposables, dont l'essentiel provient des bénéfices exonérés des centres de coordination,
- d. la déduction pour RDT (Revenus Définitivement Taxés) qui permet de déduire de la base taxable, sous certaines conditions, les dividendes provenant de filiales et qui en principe ont déjà été imposés,
- e. la déduction de pertes antérieures,
- f. la déduction pour investissement,
- g. les plus-values imposables distinctement.

On obtient alors la base taxable nette à laquelle s'applique, soit le taux plein de l'impôt des sociétés, soit les taux réduits dont bénéficient les petites entreprises. Sur l'impôt ainsi calculé sont imputés des précomptes fictifs. Il s'agit essentiellement de la QFIE (Quotité Forfaitaire d'Impôt Etranger), qui était largement fictive jusqu'à ce qu'elle soit remplacée par l'imputation de l'impôt étranger effectivement retenu à la source, et le précompte mobilier fictif octroyé sur les dividendes et intérêts perçus en rémunération d'apports de capitaux ou de prêts aux centres de coordination. L'impôt ainsi obtenu peut être majoré en cas d'absence ou d'insuffisance de versements anticipés.

On obtient alors l'impôt réellement dû pour un exercice d'imposition donné. Celui-ci est d'abord payé par versements anticipés ou compensé par des précomptes imputables, le solde étant dû ou restitué par rôle.

Le Tableau 19 donne la valeur de ces différents postes pour les deux derniers exercices d'imposition pour lesquels des statistiques sont disponibles.

**Tableau 19**  
**Détermination de la base imposable et de l'impôt des sociétés**

Exercices d'imposition	2002	2003
<b>1. Résultat fiscal brut</b>	<b>34.084,14</b>	<b>31.488,62</b>
dont positif	46.349,20	44.037,97
dont négatif	-12.235,06	-12.549,27
<b>2. Déductions</b>	<b>26.805,18</b>	<b>25.203,74</b>
a. dividendes immunisés	93,77	50,72
b. exonération par convention	1.071,65	698,72
c. éléments non imposables dont	5.796,14	5.602,88
Libéralités	17,65	16,56
Personnel supplémentaire recherche scientifique	10,49	9,81
Personnel supplémentaire PME	21,41	19,43
Centres de coordination & zones d'emploi	5.565,58	5.183,90
Autres éléments non imposables	181,01	373,19
d. RDT/RME (Revenus Immobiliers Exonérés)	16.403,23	14.716,20
e. pertes antérieures	2.805,92	3.526,94
f. déduction pour investissement	586,82	572,91
g. plus-values imposables distinctement	47,66	35,38
Déductions en % du revenu fiscal brut	57,8%	57,2%
<b>3a. Base taxable en régime normal</b>	<b>19.544,02</b>	<b>18.834,23</b>
Total des cotisations spéciales	106,00	111,45
<b>3b. Base taxable nette</b>	<b>19.650,03</b>	<b>18.945,68</b>
<b>4. Calcul de l'impôt</b>		
Impôt global	8.036,73	7.819,14
Versements anticipés	6.581,93	6.429,23
Précomptes imputés	767,91	682,99
dont précomptes fictifs	97,26	75,23
Solde enrôlé	686,89	706,92
<b>Impôt global – précomptes fictifs</b>	<b>7.939,47</b>	<b>7.743,91</b>
Idem, en % de l'imposable	40,4%	40,9%
Source : statistiques fiscales - Millions €		

On remarquera l'importance des déductions sur la base taxable qui atteignent 57% du résultat fiscal brut positif. Parmi ces déductions, les trois postes les plus importants sont les déductions pour RDT, les bénéfices exonérés de centres de coordination et les déductions de pertes antérieures.

## **B EVOLUTION DE L'IMPÔT DES SOCIÉTÉS SUR LES 20 DERNIÈRES ANNÉES**

Comme toutes les équations de l'ancienne méthode désagrégée, l'équation d'impôt des sociétés avait été testée sur une période se terminant dans la seconde moitié des années 80. Cette équation formalisait une relation entre des variables macro-économiques et les recettes d'impôt des sociétés par année budgétaire. Elle intégrait donc, dans une seule équation :

- la relation entre les variables macro-économiques et le résultat fiscal brut,
- l'évolution des déductions fiscales et des précomptes fictifs,
- la relation entre le produit de l'impôt par exercice d'imposition et les recettes par année budgétaire, qui a déjà été examinée indirectement à la section 3.1.

Les mesures discrétionnaires prennent en compte les modifications apportées à la détermination de la base imposable brute, aux déductions fiscales et aux précomptes fictifs mais pas l'évolution spontanée des déductions fiscales. Celle-ci n'étant ni dans les variables macro-économiques, ni dans la composante discrétionnaire, elle n'était prise en compte qu'indirectement dans les coefficients estimés.

L'examen de l'évolution des éléments spécifiquement fiscaux a donc un double intérêt.

- Repérer les éléments-clés et leur évolution peut aider à la sélection des variables explicatives.
- Il est en outre important d'examiner si les éléments spécifiquement fiscaux ont connu pendant les années 90 une évolution différente ou identique par rapport à la période d'estimation de l'ancienne équation. Si des évolutions spontanées des éléments spécifiquement fiscaux ont été incorporés indirectement dans l'ancienne équation utilisée, ce qui doit logiquement être le cas, encore faut-il vérifier que ces évolutions spontanées soient toujours d'actualité.

L'évolution de l'impôt des sociétés a été commentée à maintes reprises dans différents documents : rapports du Conseil supérieur des Finances <sup>(25)</sup>, articles <sup>(26)</sup>. Nous nous limiterons ici aux constats majeurs de ces différentes études qui peuvent être utiles pour la recherche des variables explicatives de l'évolution des recettes d'impôt des sociétés.

---

25) Voir CONSEIL SUPERIEUR DES FINANCES (1991) et CONSEIL SUPERIEUR DES FINANCES (2001).

26) Voir VALENDUC (1999).



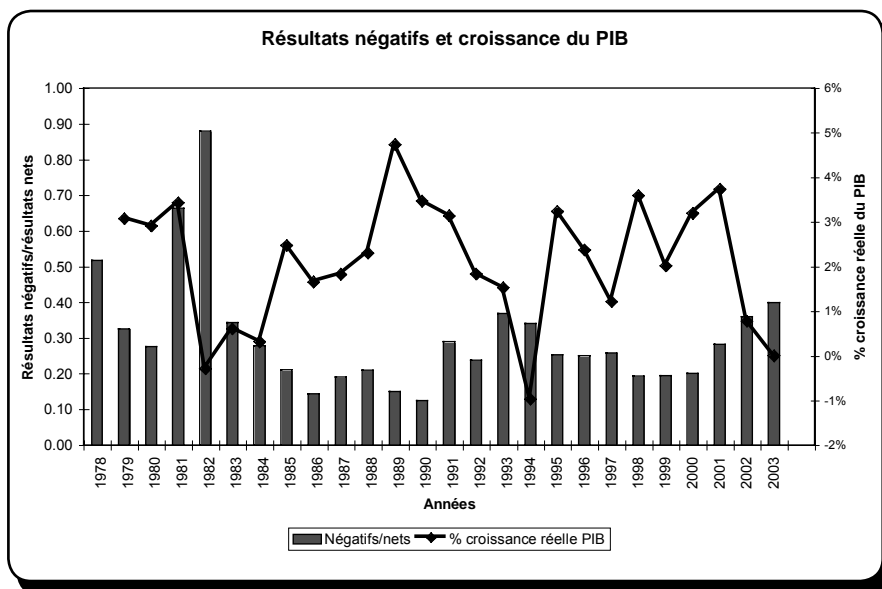
## C. LA FORMATION ET LA PRISE EN COMPTE DES RESULTATS NEGATIFS

La façon dont les résultats négatifs sont pris en compte dans la législation fiscale diffère fondamentalement des modalités de leur prise en compte dans les variables macro-économiques. En comptabilité nationale, les résultats négatifs sont logiquement pris en compte quand ils se produisent. Le processus est différent au niveau fiscal : un résultat qui descend de zéro vers le négatif ne réduit pas les recettes d'impôt des sociétés lorsque la perte se produit mais vient en déduction du bénéfice ultérieur lorsque ceux-ci permettent la déduction des pertes.

Les cycles conjoncturels affectent donc les variables macro-économiques et les recettes d'impôt des sociétés selon un timing différent.

Le Graphique 8 met en relation l'importance des résultats négatifs, mesurée par leur rapport aux résultats nets, et le taux de croissance réelle du PIB. Le choix de ce dénominateur s'explique par le fait que les variables économiques qui peuvent être retenues comme variables explicatives sont nettes des pertes de l'année. En règle générale, plus faible est le taux de croissance réelle du PIB, plus les résultats négatifs sont élevés par rapport aux résultats nets. L'I.Soc étant payé sur les résultats positifs, le ratio « I.Soc/résultats nets » sera d'autant plus élevé que la conjoncture est mauvaise et aura donc une évolution contra-cyclique.

Graphique 8

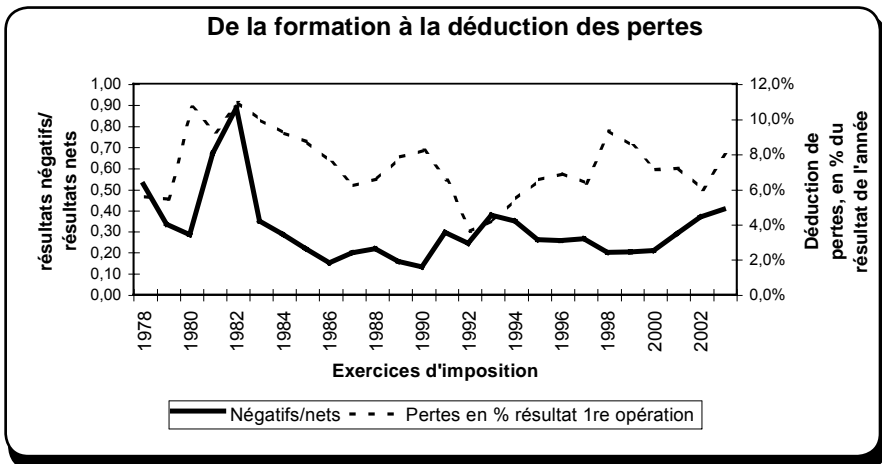


Ce raisonnement ignore toutefois la prise en compte des pertes antérieures : les résultats négatifs sont sans effet sur l'impôt des sociétés de l'année où ils sont encourus mais réduisent l'impôt des sociétés lorsque, plus tard dans le temps, ils sont déduits au titre de pertes antérieures.

Le Graphique 9 compare l'évolution des résultats négatifs avec celle des déductions des pertes antérieures. Les premiers sont exprimés par rapport au résultat net, comme dans le Graphique 8, et les déductions de pertes antérieures sont exprimées en % des résultats positifs « 1ère opération ».

Les déductions de pertes antérieures sont logiquement décalées dans le temps. Il faut tenir compte, pour interpréter ce graphique, qu'une mesure de limitation des déductions des pertes antérieures a été d'application sur la période correspondant aux exercices d'imposition 1992-96 et a comprimé, sur cette période, les pertes récupérables. Ceci explique sans doute la hausse des déductions des pertes antérieures lors des exercices 1997-98, juste après la suppression de cette mesure.

Graphique 9



Si on prend en compte l'effet combiné de l'apparition des pertes et de leur prise en compte, ceci signifie que *l'impôt des sociétés, tout en étant fonction de l'évolution économique de l'année courante serait également fonction inverse de l'évolution de l'activité économique sur une période correspondant au délai moyen de récupération des pertes.*

Les recettes d'impôt des sociétés sont de ce fait moins volatiles que les bénéfiques vu que le délai de récupération des pertes réduit l'effet des récessions sur les recettes et ralentit la croissance des recettes lorsque la sortie de récession permet la récupération des pertes.

On remarquera également, sur les deux graphiques précédents, que les résultats négatifs ont atteint, dans la première moitié des années 80, une importance qui ne s'est plus répétée par la suite. Or, la première moitié des années 80 fait partie de la période d'estimation.

#### **D. LE TAUX D'IMPOSITION EFFECTIF : UN INDICATEUR DE L'ÉVOLUTION DES DÉDUCTIONS FISCALES**

Le taux d'imposition effectif ( $te$ ) est un indicateur synthétique qui rapporte l'impôt effectivement dû à un concept de bénéfice proche de la notion de système de référence <sup>(27)</sup>. Il se calcule comme suit :

$$[8] \quad te = ISe / (BTN + DEDdf - DNA^*)$$

où	ISe	=	impôt des sociétés effectivement dû
	BTN	=	Base taxable nette
	DEDdf	=	Déductions considérées comme des dépenses fiscales
	DNA	=	DNA (dépenses non admises) autre que l'impôt des sociétés et les réductions de valeur sur participations

Le taux d'imposition effectif s'écarte donc du taux d'imposition nominal

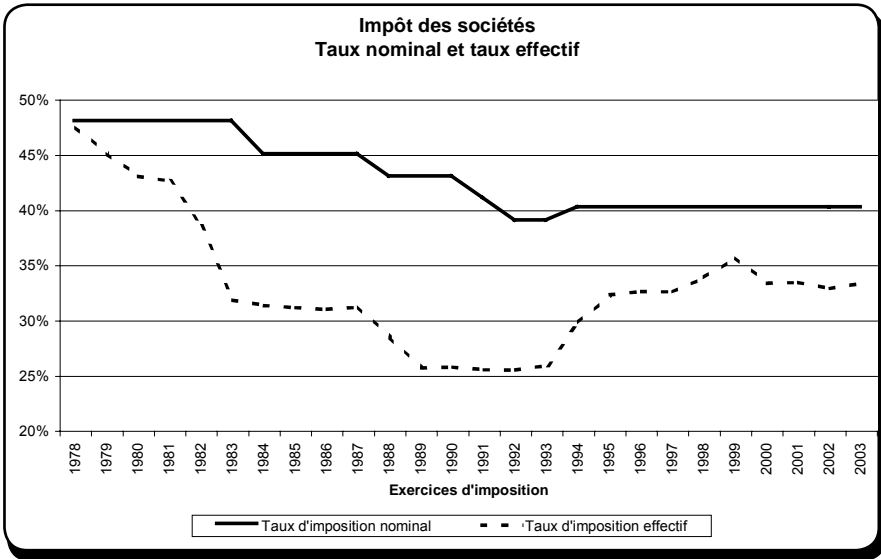
- lorsque les précomptes fictifs réduisent l'impôt dû ;
- lorsque des dépenses fiscales réduisent la base imposable ;
- mais également, en sens opposé, lorsque des dépenses non admises augmentent la base imposable au-delà de ce qu'elle serait dans un système de référence.

Il permet donc de rassembler, dans un seul indicateur, l'évolution de tous ces éléments spécifiquement fiscaux.

---

27) Voir VALENDUC (1999) *op cit.* pp.168 et suivantes ainsi que CSF (2001) pp. 26 et suivantes.

Graphique 10



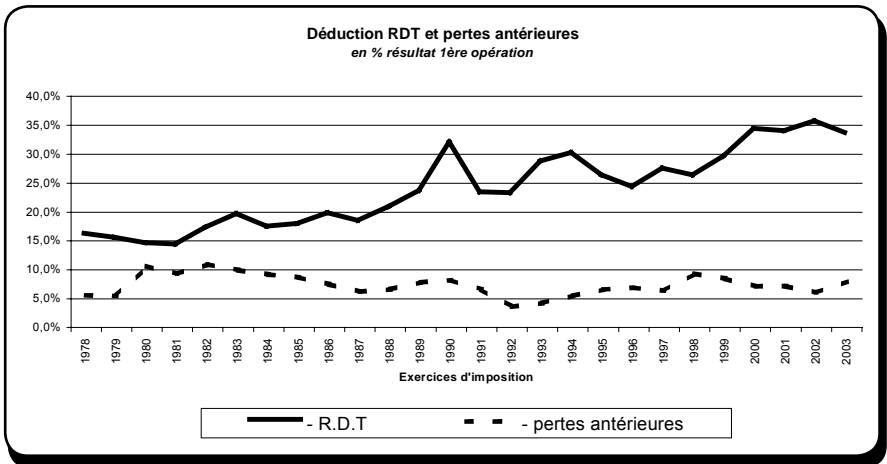
Le Graphique 10 retrace l'évolution du taux d'imposition effectif sur les 25 dernières années. Jusqu'en 1989, l'écart entre le taux d'imposition effectif et le taux d'imposition nominal se creuse tandis qu'après cette date-charnière, il se stabilise et puis se résorbe. L'écart grandissant entre le taux d'imposition nominal et le taux d'imposition effectif sur la période 1976-89 provient à la fois de mesures discrétionnaires et d'évolutions spontanées. Parmi les premières signalons l'émergence et l'amplification des régimes fiscaux préférentiels et, pour une moindre importance, les mesures de soutien de l'investissement et de l'emploi. Les évolutions spontanées étaient pour l'essentiel le reflet de pratiques d'ingénierie fiscale. La résorption de l'écart, concentrée sur les années 1993-99, provient essentiellement de mesures discrétionnaires.

*L'équation de la méthode désagrégée a donc été estimée sur une période où sont constatées des évolutions spontanées, non reprises dans la composante discrétionnaire, qui affectent négativement l'évolution de l'impôt des sociétés et qui ne se sont plus vérifiées par la suite.*

## E. LES DEDUCTIONS QUI NE CONSTITUENT PAS DES DEPENSES FISCALES

Les déductions de RDT et des pertes antérieures ne sont pas prises en compte dans le calcul du taux d'imposition effectif : en effet, elles ne constituent pas des dépenses fiscales et font partie du système de référence. Elles influencent cependant l'évolution des recettes d'impôt des sociétés. L'évolution des déductions de pertes antérieures a déjà été examinée ci-dessus et n'est donc reprise que pour mémoire dans le Graphique 11, qui retrace l'évolution de ces deux déductions en % du « résultat 1ère opération ».

*Graphique 11*



On remarquera que les déductions pour RDT sont, en importance relative, en croissance tendancielle à partir de la fin des années '80, soit sur une période postérieure à la période d'estimation. Ceci s'explique largement par un processus de filialisation des entreprises.

Si les recettes sont estimées en se basant sur une variable macro-économique qui est en amont des déductions RDT, la non-prise en compte de cette évolution spontanée devrait conduire, toutes autres choses égales par ailleurs, à une surestimation des recettes d'impôt des sociétés. Ce danger est écarté si la variable macro-économique n'est pas affectée par les doubles comptages de bénéfice entre sociétés mère et filiale.

## F. MODÉLISATION MACRO-ÉCONOMIQUE DE LA BASE DE L'IMPÔT DES SOCIÉTÉS

Le SED a fait plusieurs tests de mise au point d'un modèle macro-économique d'estimation de la base taxable à l'impôt des sociétés. Le but d'un tel modèle est d'aller plus loin que l'estimation des recettes et de fournir un cadre cohérent pour l'estimation des principaux postes de la base taxable en formalisant et en cherchant à expliquer, par rapport à des variables économiques, les évolutions qui viennent d'être décrites. La construction d'un tel modèle permet également de mieux comprendre comment interagissent différents éléments qui concourent à déterminer l'impôt des sociétés.

La dernière version de ce modèle a été estimée récemment <sup>(28)</sup> et se base sur quatre équations

- la 1<sup>ère</sup> équation estime le résultat positif subsistant après la 3<sup>ème</sup> opération par une équation auto-régressive d'ordre 1, avec pour autres variables l'excédent brut d'exploitation et la moyenne des taux d'intérêt à long terme des cinq dernières années,
- la 2<sup>ème</sup> équation estime la base des déductions pour RDT sur base des immobilisations financières et de la moyenne des taux d'intérêt à long terme des cinq dernières années,
- la 3<sup>ème</sup> équation estime les déductions de pertes antérieures à partir du résultat brut 3<sup>ème</sup> opération de l'année en cours et de l'année antérieure, ainsi que du stock de pertes en début d'année et au début de l'année antérieure,
- la 4<sup>ème</sup> équation estime la base de la déduction pour investissements sur base d'une équation inspirée du modèle d'EULER. La base de la déduction pour investissement est une fonction auto-régressive d'ordre 1 dont les autres variables sont l'excédent brut d'exploitation (EBE) des petites entreprises, leurs fonds propres et la moyenne des taux d'intérêt à long terme.

On déduit ensuite de ces quatre équations la base taxable nette en tenant compte :

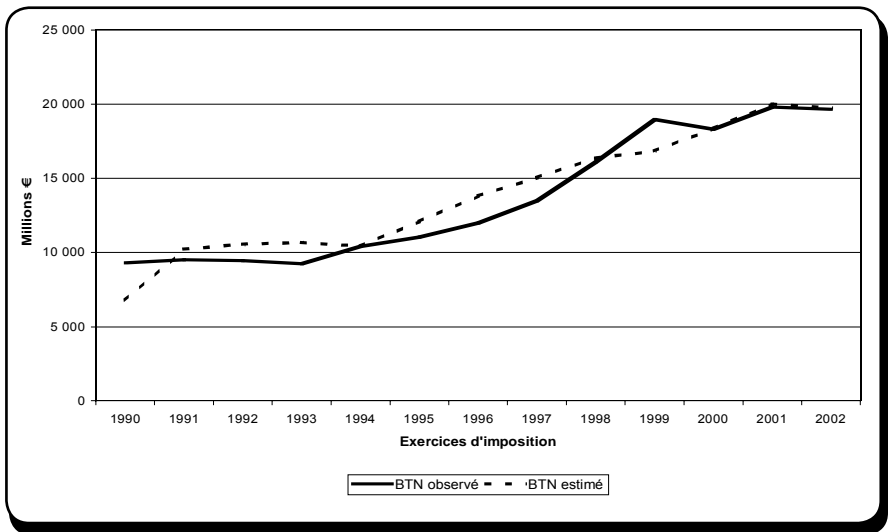
- du taux de déduction des RDT,
- des mesures relatives aux conditions de déduction des RDT,
- du taux implicite de la déduction pour investissement,
- des autres mesures portant sur la déduction des pertes antérieures et sur la déduction pour investissement.

---

28) Voir annexe 3.

Ce modèle donne des résultats moyennement satisfaisants. Si la base taxable estimée est proche de la base taxable constatée en fin de période, il n'en est pas de même pour l'ensemble de la période d'observation. Cet exercice de modélisation n'est pas directement utilisable pour l'estimation des recettes d'impôt des sociétés. Les intervalles de confiance sont déjà larges pour la base taxable et il faudrait encore par la suite estimer le produit de l'I.Soc et surtout le répartir entre précomptes, versements anticipés et rôles. Il indique toutefois des pistes pour la sélection des variables explicatives (excédent d'exploitation, taux d'intérêt à long terme).

**Graphique 12**  
**Estimation économétrique de la base taxable nette (BTN)**



### 3.2.4 Synthèse de l'examen du cadre conceptuel

Les éléments essentiels qui ressortent du réexamen du cadre conceptuel sont les suivants.

- a. Sur la période 1985-2003, la croissance des recettes d'impôt des sociétés est plus rapide que celle des versements anticipés et précomptes imputés. Ce ralentissement des versements anticipés se répercute sur les rôles qui, de négatifs, deviennent positifs.
- b. La base macro-économique calculée en SEC95 diffère substantiellement, tant en niveau qu'en croissance, de la base macro-économique en SEC79 sur laquelle avait été estimée l'ancienne équation de la méthode désagrégée.

- c. Il y a un décalage temporel entre d'une part l'apparition des résultats négatifs et leur effet sur la variable macro-économique et d'autre part, leur effet sur les recettes d'impôt des sociétés par l'effet de la déduction des pertes antérieures.
- d. L'évolution des éléments spécifiquement fiscaux fait apparaître des évolutions spontanées, qui ne sont pas prises en compte dans la composante discrétionnaire, et qui se sont nettement modifiées depuis la fin de la période d'observation de l'ancienne équation de la méthode désagrégée.

L'exercice indique également des pistes pour la sélection des variables explicatives des recettes d'impôt des sociétés.

- L'excédent d'exploitation (brut ou net) constitue assurément la variable macro-économique de référence la plus adéquate. Cette variable a de multiples atouts : elle est disponible en prévision et elle n'est pas affectée par les doubles comptages de bénéfices entre sociétés mère et filiale.
- Les taux d'intérêt jouent un rôle important dans l'estimation de la base imposable.
- Il y a dans le lien entre la variable macro-économique et les bénéfices imposables des effets décalés dans le temps. Ceux-ci proviennent essentiellement des différences temporelles dans la prise en compte des résultats négatifs, illustrées au Graphique 8 et au Graphique 9.

### **3.3** *Nouvelles estimations*

Différentes pistes ont été explorées, dont les principales sont présentées ci-après. Nous avons pris l'option de présenter également les résultats non conclusifs, car ceci permet de mieux comprendre le cheminement qui amène en conclusion aux spécifications retenues.

#### *3.3.1 Estimations basées sur les valeurs contemporaines de l'excédent d'exploitation et des taux d'intérêt*

La première série d'équations retient pour variables explicatives l'excédent d'exploitation et les taux d'intérêt, soit deux des trois pistes retenues ci-dessus. Ceci permet, a contrario, de voir si l'inclusion de la troisième piste est déterminante. Le Tableau 20 résume les résultats des spécifications en niveau avec une variable macro-économique et les taux d'intérêt à long terme de l'année.



**Tableau 20**  
**Estimations en niveau, taux d'intérêt de l'année**

	Variables	b	sb	t (*)	R <sup>2</sup> /DW
a1	ENE-SIFIM	0,33	0,062	5,33	R <sup>2</sup> = 0,96 DW = 1,85 (OK)
	OLO	-25.487	9.753	-2,61	
	MESCUM	0,85	0,270	3,14	
a2	EBE	0,147	0,024	6,06	R <sup>2</sup> = 0,966 DW = 1,159 (IND)
	OLO	-14.895	6.901	-2,15	
	MESCUM	0,668	0,268	2,48	
a3	ENE - SIFIM	0,299	0,016	18,53	R <sup>2</sup> = 0,963 DW = 1,629 (OK)
	OLO	-20.681	4.170	-4,56	
	MESCUM	fixé à 1			
a4	EBE	0,118	0,066	19,54	R <sup>2</sup> = 0,965 DW = 0,903 auto corr > 0
	OLO	-7.309	3.340	-2,18	
	MESCUM	fixé à 1			

(\*) Les coefficients « t » dont les valeurs sont en gras ne sont pas significatifs

ENE = excédent net d'exploitation ; EBE = excédent brut d'exploitation ; SIFIM = services d'intermédiation financière ; ENE-SIFIM = excédent net d'exploitation hors services d'intermédiation financière ; MESCUM = incidences des mesures fiscales ; OLO = taux d'intérêt à long terme.

Les variables ont dans tous les cas le signe attendu, à savoir un signe positif pour l'excédent d'exploitation et un signe négatif pour les taux d'intérêt. La qualité de l'ajustement est acceptable mais n'est pas « très bonne » pour des ajustements en niveau. On remarquera également que les équations reprenant l'ENE net des SIFIM comme variable explicative donnent de meilleurs résultats que celles reprenant l'EBE.

Le coefficient des mesures est également plus proche de l'unité dans les spécifications basées sur l'ENE. Il est dans tous les cas inférieur à l'unité, ce qui signifie une sous-estimation des mesures qui coûtent et/ou une surévaluation des mesures qui rapportent.

Le Tableau 21 présente les résultats pour des équations reprenant les mêmes variables explicatives mais spécifiées en taux de croissance.

**Tableau 21**  
*Estimations en taux de croissance – taux d'intérêt de l'année*

	Variables	b	sb	t (*)	R <sup>2</sup> /DW
a5	ENE-SIFIM	0,264	0,216	<b>1,218</b>	R <sup>2</sup> = 0,343
	OLO	-0,465	0,216	-2,147	DW = 1,99
	MESCUM	0,848	0,284	2,987	(OK)
a6	EBE	0,241	0,207	<b>1,165</b>	R <sup>2</sup> = 0,377
	OLO	-0,451	0,210	-2,154	DW = 1,982
	MESCUM	fixé à 1			(OK)
a7	ENE - SIFIM	0,550	0,347	<b>1,588</b>	R <sup>2</sup> = 0,387
	OLO	-0,437	0,207	-2,097	DW = 2,174
	MESCUM	0,782	0,282	2,773	(OK)
a8	EBE	0,469	0,325	<b>1,442</b>	R <sup>2</sup> = 0,405
	OLO	-0,420	0,203	-2,064	DW = 2,056
	MESCUM	fixé à 1			(OK)

(\*) Les coefficients « t » dont les valeurs sont en gras ne sont pas significatifs

Les estimations sont de qualité médiocre : les coefficients de corrélation sont faibles et le coefficient de la variable macro-économique n'est pas significatif. Ceci confirme que les résultats des spécifications en niveau, qui auraient pu paraître acceptables, ne sont pas robustes.

Le Tableau 22 reprend les résultats des mêmes équations spécifiées en logarithme.

**Tableau 22**  
**Estimations en logarithme - taux d'intérêt de l'année**

	Variables	b	sb	t (*)	R <sup>2</sup> /DW
a9	ENE-SIFIM	0,585	0,025	23,79	R <sup>2</sup> = 0,950
	OLO	-0,808	0,122	-6,65	DW = 1,460
	MESCUM	0,505	0,144	3,51	(IND)
a10	EBE	0,582	0,025	2,248	R <sup>2</sup> = 0,949
	OLO	-0,686	0,127	-5,38	DW = 1,216
	MESCUM	0,423	0,146	2,90	(IND)
a11	ENE - SIFIM	0,585	0,034	17,30	R <sup>2</sup> = 0,911
	OLO	-0,530	1,221	-4,38	DW = 0,829
	MESCUM	fixé à 1			(auto corr > 0)
a12	EBE	0,586	0,037	15,81	R <sup>2</sup> = 0,895
	OLO	-0,370	0,145	-2,57	DW = 0,60
	MESCUM	fixé à 1			(auto corr > 0)

(\*) Les coefficients « t » dont les valeurs sont en gras ne sont pas significatifs

Les résultats sont globalement de meilleure qualité que ceux des équations spécifiées en taux de croissance. Dans tous les cas les coefficients sont significatifs et même largement significatifs pour la variable macro-économique. La qualité de l'ajustement laisse toutefois à désirer et rend ces résultats peu exploitables : le coefficient de corrélation est bas pour des spécifications en logarithmes et il y a dans chacun des cas un problème d'auto-corrélation.

***Cette première piste qui ignore délibérément les décalages temporels, ne donne donc pas de résultats satisfaisants. Ceci confirme que l'approche retenue par l'ancienne équation n'est pas la bonne et souligne, a contrario, l'importance des décalages temporels.***

### 3.3.2 *Prise en compte des décalages temporels dans les variables explicatives*

La deuxième piste prend en compte les décalages temporels dans les variables explicatives <sup>(29)</sup>. Par rapport aux spécifications dont les résultats ont été présentés en 3.3.1, deux modifications sont apportées.

29) Une autre piste a été examinée qui consistait à prendre en compte les décalages temporels par une spécification auto-régressive. Les résultats ne sont pas exploitables et n'ont pas été repris ici.

- On teste le décalage de l'excédent net d'exploitation.
- On retient, pour les taux d'intérêt à long terme, non pas ceux de l'année, mais la moyenne des cinq dernières années ( $\mu\text{OLO}$ ).

**Tableau 23**  
**Variables décalées de l'ENE – moyenne quinquennale des taux d'intérêt à LT**

	Variabes	b	sb	t (*)	R <sup>2</sup> /DW
b1-% croiss	ENE-SIFIM <sub>t-1</sub>	0,289	0,337	<b>0,850</b>	R <sup>2</sup> = 0,434
	$\mu\text{OLO}$	-0,967	0,556	<b>-1,738</b>	DW = 2,667
	MESCUM	1,091	0,328	3,328	IND
b2-ln	ENE-SIFIM <sub>t-1</sub>	0,423	0,215	<b>1,971</b>	R <sup>2</sup> = 0,974
	ENE-SIFIM	0,086	0,218	<b>0,394</b>	DW = 1,979
	$\mu\text{OLO}$	-0,871	0,095	-9,206	OK
	MESCUM	0,912	0,115	7,937	
b3-ln	ENE-SIFIM <sub>t-1</sub> + ENE-SIFIM	0,473	0,021	22,18	R <sup>2</sup> = 0,974
	$\mu\text{OLO}$	-0,898	0,092	-9,75	DW= 2,05
	MESCUM	0,877	0,104	8,40	OK
b4-ln	ENE-SIFIM <sub>t-1</sub>	0,507	0,022	22,84	R <sup>2</sup> = 0,976
	$\mu\text{OLO}$	-0,868	0,090	-9,58	DW = 1,96
	MESCUM	0,931	0,101	9,22	OK
b5-ln	ENE-SIFIM <sub>t-1</sub>	0,505	0,021	23,55	R <sup>2</sup> = 0,977
	$\mu\text{OLO}$	-0,839	0,078	-10,72	DW = 1,945
	MESCUM	fixé à 1			OK
b6-niveau	ENE-SIFIM <sub>t-1</sub>	0,248	0,030	8,039	R <sup>2</sup> = 0,981
	$\mu\text{OLO}$	-16,252	4,755	-3,412	DW = 1,986
	MESCUM	1,375	0,130	10,537	OK
b7-niveau	ENE-SIFIM <sub>t-1</sub>	0,329	0,016	19,54	R <sup>2</sup> = 0,970
	$\mu\text{OLO}$	-26,044	4,206	-6,19	DW = 1,924
	MESCUM	fixé à 1			OK

(\*) Les coefficients « t » dont les valeurs sont en gras ne sont pas significatifs

Les résultats confirment le rôle majeur du décalage temporel de la variable macro-économique : non seulement l'ENE-SIFIM de l'année précédente est fort significatif mais de plus, l'ENE-SIFIM de l'année courante reste non significatif et ce dans toutes les spécifications testées. L'ENE-SIFIM retardé de 2 années n'est pas davantage significatif. Les recettes de l'ISoc ne dépendraient donc économétriquement que de l'ENE-SIFIM de l'année précédente et non pas de l'ENE-SIFIM de l'année en cours et/ou d'une année plus ancienne. Cela peut paraître étonnant à première vue mais pourrait s'expliquer en considérant que l'ENE-SIFIM décalé d'un an serait la meilleure approximation des multiples décalages temporels dont

- celui des rôles, qui crée un lien entre les recettes de l'année « t » et les variables de l'année « t-2 »,
- celui créé par les résultats négatifs, qui fait que le taux implicite de l'impôt des sociétés sur-réagit lorsque ces résultats négatifs augmentent,
- celui créé par la récupération des pertes antérieures qui fait que l'impôt des sociétés sous-réagit lors des sorties de récession.

Parmi les résultats présentés au Tableau 23, les meilleurs résultats en estimation sont ceux d'une spécification en logarithmes (b4 et b5) : les spécifications en taux de croissance continuent à être non satisfaisantes et celles en niveau donnent de moins bons résultats.

La spécification en logarithmes estime l'élasticité à l'ENE-SIFIM<sub>t-1</sub> à 0,5 et l'élasticité à la moyenne des OLO à -0,84, dans la variante où le coefficient de l'indicateur des incidences des mesures fiscales est fixé à 1. L'ajustement est de 97,7% et il n'y a pas de problème d'auto-corrélation. Ces résultats sont donc très satisfaisants. Lorsque l'on estime le coefficient de l'indicateur des incidences des mesures fiscales celui-ci est estimé à 0,93 et est significatif, cela semblerait donc valider la série d'incidences.

### 3.3.3 *Une série alternative pour les mesures discrétionnaires*

Une troisième série d'équations a été testée avec une nouvelle série d'incidences des mesures qui diffère essentiellement de celle utilisée jusqu'à présent par la non-prise en compte des bénéficiaires exonérés des centres de coordination. Ces bénéficiaires exonérés n'affectent en effet pas le lien entre la variable macro-économique et les recettes d'impôt des sociétés : ce sont essentiellement des résultats financiers (donc hors ENE) qui sont exonérés par le régime fiscal particulier des centres de coordination et, dans les spécificités du régime, le taux d'imposition effectif des centres de coordination est proche de zéro <sup>(30)</sup>.

---

30) Voir annexe 4.

**Tableau 24**

**Variables décalées de l'ENE – moyenne quinquennale des taux d'intérêt à LT  
Mesures hors « bénéficiers exonérés des centres de coordination » (MESCUMB)**

	Variables	b	sb	t (*)	R <sup>2</sup> /DW
c1-niveau	ENE-SIFIM <sub>t-1</sub>	0,178	0,030	5,97	R <sup>2</sup> =0,987
	μOLO	-8.414	4.288	<b>-1,96</b>	DW=1,77
	MESCUMB	1,218	0,093	13,13	OK
c2-niveau	ENE-SIFIM <sub>t-1</sub>	0,243	0,013	19,15	R <sup>2</sup> =0,983
	μOLO	-16.233	3.175	-5,11	DW=2,015
	MESCUMB	fixé à 1			OK
c3-niveau	ENE-SIFIM <sub>t</sub>	0,096	0,040	2,429	R <sup>2</sup> =0,991
	ENE-SIFIM <sub>t-1</sub>	0,119	0,035	3,434	DW=1,776
	μOLO	-13.288	4.093	-3,247	OK
	MESCUMB	1,09	0,093	11,784	
c4-niveau	ENE-SIFIM <sub>t</sub>	0,118	0,033	3,59	R <sup>2</sup> =0,991
	ENE-SIFIM <sub>t-1</sub>	0,125	0,034	3,65	DW=1,977
	μOLO	-16.703	2.254	-7,40	OK
	MESCUMB	fixé à 1			
c5-niveau	ENE-SIFIM <sub>t</sub> + ENE-SIFIM <sub>t-1</sub>	0,108	0,014	7,90	R <sup>2</sup> =0,992
	μOLO	-13.507	3.872	-3,48	DW=1,81
	MESCUMB	1,08	0,086	12,57	OK
c6-niveau	ENE-SIFIM <sub>t</sub> + ENE-SIFIM <sub>t-1</sub>	0,121	0,004	28,45	R <sup>2</sup> =0,992
	μOLO	-16.687	2.154	-7,75	DW=1,98
	MESCUMB	fixé à 1			OK
c7-log	ENE-SIFIM <sub>t</sub>	0,317	0,259	<b>1,22</b>	R <sup>2</sup> =0,960
	ENE-SIFIM <sub>t-1</sub>	0,249	0,259	<b>0,96</b>	DW=1,23
	μOLO	-0,738	0,131	-5,65	IND
	MESCUMB	0,612	0,100	6,09	
c8-log	ENE-SIFIM <sub>t-1</sub>	0,563	0,029	19,28	R <sup>2</sup> =0,958
	μOLO	-0,725	0,133	-5,45	DW=1,187
	MESCUMB	0,648	0,098	6,61	IND
c9-%croiss	ENE-SIFIM <sub>t-1</sub>	0,089	0,374	<b>0,239</b>	R <sup>2</sup> =0,295
	μOLO	-1,039	0,619	<b>-1,678</b>	DW=1,82
	MESCUMB	0,865	0,334	2,590	OK
c10 – niveau	ENE+ENE <sub>t-1</sub>	0,085	0,0029	29,46	R <sup>2</sup> =0,992
	μOLO	-17.340	2.172	-7,98	DW = 1,595
	MESCUMB				OK

(\*) Les coefficients « t » dont les valeurs sont en gras ne sont pas significatifs

Les tests avec cette nouvelle série d'incidences des mesures (MESCUMB) donnent des résultats assez différents des tests précédents. Les résultats en logarithmes (c7 et c8) deviennent globalement un peu moins bons ( $R^2$  moindre, indécision au niveau de l'auto-corrélation) avec cette série d'incidences. Ceci s'explique par le fait que la modification de la série de mesures diminue le coefficient de l'indicateur des mesures, or dans les spécifications en logarithmes l'indicateur des mesures était déjà infra-unitaire avant la modification. La modification éloigne donc encore plus de l'unité le coefficient estimé et dégrade donc globalement les résultats.

Par contre, dans les spécifications en taux de croissance, le coefficient de l'indicateur était légèrement supra-unitaire mais devient très infra-unitaire après modification de la série. La qualité de l'ajustement en taux de croissance (c9) est toutefois médiocre.

La nouvelle série de mesures améliore par contre les résultats pour les spécifications en niveau. La moyenne quinquennale des taux des OLO est toujours la variable la plus significative, par contre l'ENE-SIFIM de l'année courante devient significatif et l'ENE-SIFIM de l'année précédente reste significatif.

Les meilleures spécifications sont les équations (c6) et (c10). La première d'entre elles regroupe en une seule variable l'ENE-SIFIM de l'année courante et de l'année précédente et estime le taux implicite de cette variable à 0,12 (soit 0,24 si on travaille avec une moyenne) tandis que le taux implicite de la moyenne des taux des OLO est estimé à -16.687. Tous les coefficients sont fortement significatifs, du signe attendu et l'ajustement est de 99,22% et il n'y a pas de problèmes d'auto-corrélation. Lorsque l'on estime le coefficient de l'indicateur des incidences des mesures fiscales celui-ci est significatif et est estimé à 1,08 ce qui peut également être considéré comme très satisfaisant.

L'équation c10 prend pour variable explicative l'ENE avant déduction des SIFIM. Cette alternative a été testée pour être utilisée dans l'hypothèse où les prévisions sur l'excédent net d'exploitation seraient plus fiables avant déduction des SIFIM. Le taux implicite est logiquement plus bas. Les paramètres de l'ajustement sont également très bons.

### *3.3.4 ENE de l'année et croissance de l'ENE sur les années antérieures*

La dernière piste examinée est celle évoquée en conclusion de la partie de l'examen du cadre conceptuel relative aux résultats négatifs et aux déductions de pertes antérieures. Il était alors mentionné que les recettes d'impôt des sociétés, tout en étant fonction de l'évolution économique de l'année, pouvaient également être fonction inverse de l'évolution de l'activité économique sur une période correspondant au délai moyen de récupération des pertes. Trois spécifications ont été testées, toutes trois en niveau, avec la série alternative de mesures discrétionnaires. Elles diffèrent par le délai sur lequel est spécifiée l'évolution de l'ENE qui est respectivement de 3, 2 et 1 ans.

**Tableau 25**  
**ENE de l'année, croissance de l'ENE**  
**et moyenne quinquennale des taux d'intérêt à LT**

	Variables	b	sb	t (*)	R <sup>2</sup> /DW
d1-niveau	ENE-SIFIM <sub>t</sub>	0,237	0,013	18.708	R <sup>2</sup> =0,982
	ENE-SIFIM <sub>t</sub>				
	- ENE-SIFIM <sub>t-3</sub>	-0,03	0,03	<b>0,93</b>	
	μOLO	-15.150	3.164	-4,78	DW=2,188
	MESCUMB	Fixé à 1			(OK)
d2-niveau	ENE-SIFIM <sub>t</sub>	0,241	0,012	20.847	R <sup>2</sup> =0,986
	ENE-SIFIM <sub>t</sub>				
	- ENE-SIFIM <sub>t-2</sub>	-0,07	0,036	<b>-1,96</b>	
	μOLO	-15.976	2.867	-5,57	DW=2,41
	MESCUMB	Fixé à 1			IND
d3-niveau	ENE-SIFIM <sub>t</sub>	0,243	0,09	27,01	R <sup>2</sup> =0,991
	ENE-SIFIM <sub>t</sub>				
	- ENE-SIFIM <sub>t-1</sub>	-0,125	0,034	-3,65	
	μOLO	-16.703	2.254	-7,40	DW=1,977
	MESCUMB	Fixé à 1			OK

(\*) Les coefficients « t » dont les valeurs sont en gras ne sont pas significatifs

Dans les trois spécifications, la variable captant l'évolution de l'ENE-SIFIM entre dans l'équation avec le signe attendu : en effet, plus l'évolution économique est bonne, plus amples sont les possibilités de récupération des pertes antérieures, ce qui réduit les recettes d'impôt des sociétés.

On notera que la qualité d'ajustement s'améliore lorsqu'on raccourcit la période sur laquelle est captée l'évolution de l'excédent net d'exploitation : l'évolution de l'ENE sur trois ans n'est pas significative, celle sur deux ans l'est presque et celle sur un an l'est nettement. Le coefficient de corrélation s'améliore également lorsqu'on raccourcit la période sur laquelle on mesure l'évolution de l'ENE.

L'équation d3 est donc parfaitement exploitable. Néanmoins si on examine attentivement cette équation et que l'on compare celle-ci à l'équation c6 (Voir Tableau 24), on se rend compte qu'en fait les 2 estimations sont totalement équivalentes.

Pour rappel l'équation initiale est:

$$ISOC = 0,12*(ENE_t + ENE_{t-1}) - 16.687*(\mu OLO)$$



Or si on développe l'équation d3 en distribuant on obtient:

$$ISOC = 0,24*ENE_t - 0,12*ENE_t + 0,12*ENE_{t-1} - 16.703*(\mu OLO)$$

Soit:

$$ISOC = 0,12*(ENE_t + ENE_{t-1}) - 16.703*(\mu OLO)$$

On constate le même type de résultats si on travaille en logarithme (le meilleur écart est à un an et l'équation estimée est équivalente à l'équation de départ) tandis qu'en taux de croissance les estimations ne sont pas satisfaisantes.

Il faut souligner que cette équivalence existe parce que le coefficient relatif à la progression de l'ENE est estimé à  $-0,12$ . S'il était estimé à une autre valeur il n'y aurait pas d'équivalence et donc utiliser la variable de progression aurait un sens: ici cela n'en a pas et cela doit être interprété comme le fait que **la variable captant l'évolution de l'ENE n'apporte rien de plus, sur la période d'observation actuelle, et n'est donc pas en soi significative.**

### 3.4 Conclusions provisoires

A ce stade, nous avons donc deux spécifications donnant de bons résultats en estimation:

- une spécification (c6) utilisant la série modifiée d'incidences des mesures fiscales <sup>(31)</sup>, spécifiée en niveau, utilisant comme variables explicatives la somme de l'ENE-SIFIM<sub>t</sub> et ENE-SIFIM<sub>t-1</sub> et la moyenne quinquennale des OLO.
- une spécification (c10) qui ne diffère de (c6) que parce que l'ENE est mesurée avant déduction des SIFIM.

Ce sont ces deux équations qui ont été retenues pour l'exercice de validation pour les tests ex post.

---

31) C'est-à-dire, pour rappel, hors bénéfices exonérés des centres de coordination (MESCUMB).

### 3.5 *Tests ex post*

Le Tableau 26 confronte les recettes d'impôt des sociétés à trois séries de recettes estimées :

- la première série de recettes estimées par l'ancienne équation,
- la deuxième série correspond à l'application de l'équation c6,
- la troisième série correspond à l'application de l'équation c10.

Le concept de mesures est toutefois différent : l'ancienne équation incluait dans les mesures discrétionnaires l'incidence complémentaire des bénéfices exonérés des centres de coordination tandis que la série d'incidences complémentaires utilisée pour les équations c6 et c10 ne les inclut pas, pour les raisons expliquées ci-avant <sup>(32)</sup>.

---

32) Voir ci dessus page 157.

**Tableau 26**  
**Comparaison des estimations et des réalisations**

Années	Recettes I. Soc	Recettes estimées			Ecart, millions €			Ecart en %		
		Ancienne méthode	c6	c10	Ancienne méthode	c6	c10	Ancienne méthode	c6	c10
1990	3.406	3.885	3.398	3.101	479	-8	-305	14,05%	-0,24%	-8,94%
1991	3.479	3.216	3.319	3.167	-263	-160	-312	-7,55%	-4,59%	-8,98%
1992	3.048	3.665	3.242	3.252	617	194	204	20,24%	6,37%	6,68%
1993	3.952	3.748	4.052	4.172	-204	100	220	-5,17%	2,54%	5,58%
1994	4.647	5.041	4.630	4.803	394	-17	156	8,47%	-0,37%	3,37%
1995	5.477	4.938	5.654	5.755	-539	177	278	-9,84%	3,23%	5,08%
1996	5.847	5.290	5.941	6.215	-557	94	368	-9,52%	1,61%	6,29%
1997	6.594	6.152	6.386	6.641	-442	-208	47	-6,70%	-3,15%	0,71%
1998	8.190	7.154	7.321	7.396	-1.036	-869	-794	-12,65%	-10,61%	-9,70%
1999	7.714	8.471	7.945	7.953	757	231	239	9,81%	3,00%	3,09%
2000	8.144	7.959	8.691	8.389	-185	547	245	-2,27%	6,71%	3,00%
2001	8.437	7.550	8.557	8.227	-887	120	-210	-10,51%	1,42%	-2,49%
2002	8.261	8.842	7.793	7.825	581	-468	-436	7,04%	-5,66%	-5,28%
2003	8.115	8.676	8.306	8.328	561	191	213	6,91%	2,35%	2,63%
Somme sous-estimations					-4.112	-1.730	-2.057	-8,20%	-5,00%	-6,48%
Somme surestimations					3.388	1.654	1.970	9,63%	3,26%	3,68%
Erreur moyenne					536	242	288	8,79%	3,97%	4,72%
Ecart-type					605	344	345			

L'erreur moyenne de l'ancienne équation s'élève à 536 millions EUR soit 8,79% des recettes (écart-type de 605 millions EUR). Exprimées en % des recettes observées, la sous-estimation moyenne est de 8,20% et la surestimation moyenne est de 9,63%.

Les deux pistes qui ont été retenues donnent chacune des résultats nettement meilleurs. Pour l'équation c6, basée sur l'ENE après déduction des SIFIM, la sous-estimation moyenne n'est que de 5% et la surestimation moyenne de 3% avec des erreurs d'estimation moyenne de l'ordre de 240 millions EUR sur la période d'observation. La moyenne de l'erreur d'estimation est divisée par deux. L'équation

c10 est un peu moins bonne mais elle permet cependant une amélioration importante par rapport à l'ancienne équation. Ces deux équations de prévision améliorent très nettement la qualité des résultats et sont donc utilisables.

En pratique, c'est l'équation c10 qui est finalement utilisée, les prévisions disponibles sur les SIFIM (et donc sur l'ENE après déduction des SIFIM) étant moins fiables que celles portant sur les autres variables du budget économique. De plus, afin de relier la prévision de l'année « t » aux recettes de l'année « t-1 » comme cela se fait pour les prévisions des autres catégories de recettes, il est également possible de prévoir les recettes de l'année « t » sur base d'un taux de croissance déduit de l'équation et appliqué aux recettes de l'année « t-1 ».

### **3.6 Les enseignements et les limites de l'exercice**

L'enseignement majeur de l'exercice de révision de la méthode désagrégée est double :

- l'équation anciennement utilisée est obsolète ;
- il existe des solutions alternatives, conceptuellement fondées et économétriquement correctes, dont la validité est confirmée par les tests ex post.

Il est cependant nécessaire de rappeler les limites de l'exercice.

- l'estimation des recettes d'impôt des sociétés sera toujours plus délicate que l'estimation des recettes d'impôt des personnes physiques ou de TVA. Les deux raisons majeures sont la plus grande sensibilité de la base aux cycles économiques qui sont souvent mal maîtrisés en prévision et plus encore lors des retournements conjoncturels, et la forte concentration de l'impôt des sociétés dans un certain nombre de grandes sociétés où il peut être affecté par des éléments de planification fiscale qui ne sont pas modélisables.
- la période d'observation est courte et il n'est pas possible de remonter plus loin dans le temps, faute de données fiables sur les mesures discrétionnaires. On ne peut donc la prolonger que par des révisions ultérieures.

Ces limites ne justifient nullement le maintien de l'ancienne équation mais plaident, ici plus qu'ailleurs, pour une réestimation périodique.

## 4 TVA

Il a été mentionné au début de cet article <sup>(33)</sup> que l'estimation macro-économique se limitait à la TVA pure. Nous commencerons donc par présenter les modifications conceptuelles et c'est sur base des nouveaux concepts retenus que sera réestimée l'ancienne équation. Nous présenterons alors, les nouvelles estimations qui ont été effectuées.

### 4.1 Les modifications conceptuelles

#### 4.1.1 La variable dépendante

L'ancienne équation de la méthode désagrégée avait pour variable à expliquer les recettes de TVA et de taxes assimilées au timbre. Cet agrégat est plus large que les recettes de TVA : il comprend notamment la taxe sur les opérations de bourse, la taxe sur les contrats d'assurance, la taxe sur l'épargne à long terme, la taxe sur la livraison de titres au porteur et diverses autres taxes assimilées au timbre.

**Tableau 27**  
**Décomposition des recettes de « TVA et taxes assimilées au timbre »**

	2000	2001	2002	2003	2004
TVA	19.478	19.177	19.651	20.042	21.486
dont "TVA pure"	18.101	17.940	18.461	18.753	20.180
Taxe sur les opérations de bourse	386	247	158	196	176
Taxe sur les contrats d'assurance	747	753	817	885	928
Taxe sur titres au porteur	79	75	53	46	63
Divers	165	162	162	162	139
Détail de TVA Pure					
TVA CTI	24.753	25.475	25.500	26.403	28.270
RESTIT	-8.886	-9.806	-9.199	-9.800	-10.182
Autres recettes TVA	2.234	2.271	2.151	2.150	2.092
Millions €					

33) Voir ci-dessus page 103.

La TVA pure forme l'essentiel des recettes et elle a une variable explicative clairement identifiée : la base macro-économique de la TVA formée par la somme de la consommation finale des particuliers, des investissements en logement des ménages, de la consommation intermédiaire des pouvoirs publics et des investissements publics <sup>(34)</sup>.

Les autres recettes qui étaient agrégées avec la TVA pure s'élèvent, sur les quatre dernières années, à environ 7% de celles-ci. Les variables explicatives de leur évolution ne sont pas les mêmes : l'assimilation est en fait davantage administrative qu'économique, ces taxes étant perçues par l'administration de la TVA.

Il a été décidé de se limiter à la TVA pure. Celle-ci constitue la différence entre la TVA brute (TVACTI) et les restitutions de TVA. S'y ajoutent d'autres recettes de TVA de moindre importance, dont la TVA perçue par les bureaux de recettes et la TVA payée à la frontière par les importateurs qui n'ont pas opté pour le système de report de perception.

#### 4.1.2 *La base macro-économique de la TVA en SEC95*

La seconde modification conceptuelle importante concerne la variable explicative.

La définition de la consommation des ménages en SEC95 est assez différente de sa définition en SEC79.

---

34) Hors ventes de bâtiments publics.

**Tableau 28**  
**Définition de la consommation des ménages en SEC95**

	SEC 79	SEC95
Achats de biens durables	OUI	OUI
Achats d'immeubles	NON	NON
Achats de biens durables destinés à l'activité professionnelle	NON	NON
Achats de biens et services marchands	OUI	OUI
Produits agricoles auto-consommés	OUI	OUI
Avantages de toute nature fournis par l'employeur	OUI	OUI
Prestations sociales en nature accordées aux ménages par les administrations publiques et privées dans le cadre de la sécurité sociale	OUI	NON
Prestations sociales en nature accordées aux ménages par les administrations publiques et privées dans le cadre de l'aide sociale	OUI	NON
Loyers imputés	OUI	OUI
Services domestiques produits en tant qu'employeur de personnel domestique salarié	OUI	OUI
Services prestés contre paiement par les administrations publiques et privées	OUI	OUI

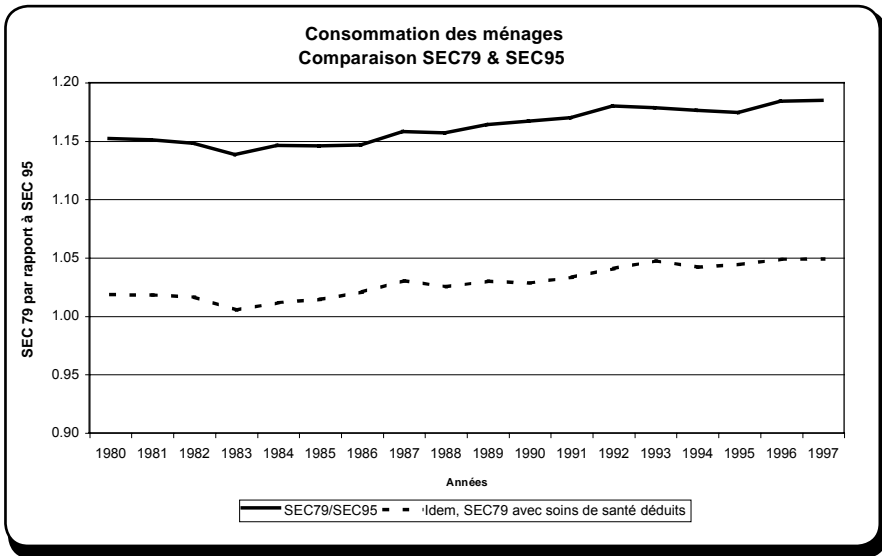
Les principales différences concernent le traitement des prestations sociales en nature, dont l'essentiel correspond aux remboursements des dépenses de soins de santé. Dans la version SEC79 de la comptabilité nationale, c'est la dépense totale de soins de santé qui était reprise dans la consommation des ménages, à savoir à la fois la part personnelle et la part remboursée. Dans la version SEC95 de la comptabilité nationale, la part remboursée est exclue de la consommation des ménages et traitée, dans le compte de distribution secondaire du revenu, comme un transfert des pouvoirs publics en faveur des ménages.

Le Graphique 13 compare l'évolution de la consommation des ménages selon les deux méthodes de comptabilité nationale sur la période 1980-97. La base SEC79 excédait la base SEC95 d'un pourcentage qui croît de 15 à 20% sur la période. La différence de traitement des remboursements de soins de santé explique l'essentiel de cet écart puisqu'une fois corrigé pour ce facteur, il ne subsiste qu'un écart qui croît de 2 à 5%.

Les différences méthodologiques n'affectent donc pas que le niveau des variables ; elles affectent aussi légèrement leur évolution. Sur la période 1980-97, la croissance annuelle de la consommation en base SEC95 est de 5,2% tandis qu'elle est de 5,4% en base SEC79.

Le changement de méthode de comptabilité nationale a donc pour effet de réduire tant le niveau de la consommation des ménages que son rythme de croissance.

*Graphique 13*



#### 4.1.3 *Suppression des taux majorés et progressivité de la TVA*

La troisième modification du cadre conceptuel provient des mesures prises lors de la mise en œuvre du grand marché intérieur en 1993. Au 1<sup>er</sup> avril 1992 on est alors passé d'une structure de TVA à cinq taux (6-17-19-25-33) à une structure de TVA à deux taux principaux (un taux réduit de 6% et un taux normal alors fixé à 19,5% en remplacement des taux de 17% et 19%). Les biens soumis au taux de 25 et 33% sont revenus au taux normal <sup>(35)</sup>. Un taux de 12% a été créé auxquels sont soumis à titre « transitoire » <sup>(36)</sup> des biens qui doivent passer du taux réduit au taux normal. Le taux normal a été augmenté à 20,5% au 1<sup>er</sup> janvier 1994 et à 21% au 1<sup>er</sup> janvier 1996.

Le Graphique 14 montre comment la structure de la base taxable s'en est trouvée modifiée.

35) Une taxe de mise en circulation a alors été créée pour compenser la perte de recettes sur les ventes de voiture neuves. Cette taxe est basée sur les CV et les kw et non sur la valeur de la voiture.

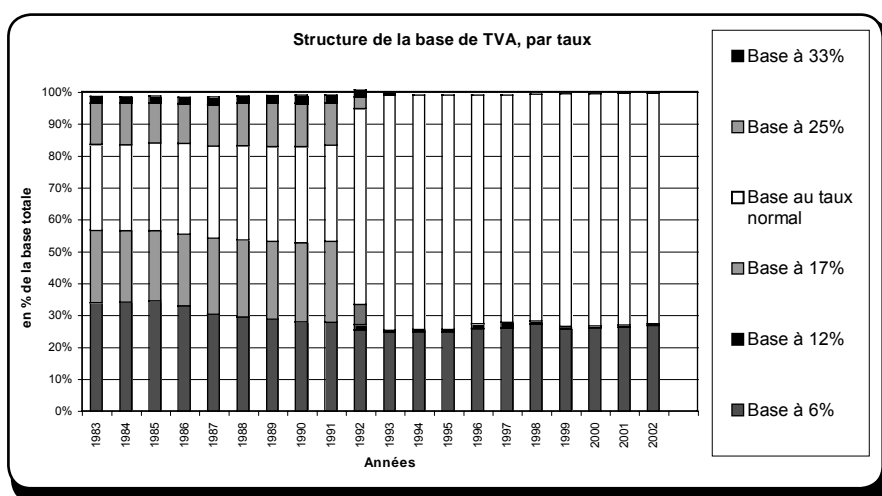
36) L'accord pris en conseil des Ministres ECOFIN limitait la période d'application de ce taux de 12% à celle du régime transitoire de TVA, laquelle est toujours en cours. Il est exclu qu'un accord intervienne à brève échéance sur un « régime définitif ».



Ces mesures ont pratiquement annulé la progressivité de la TVA. Selon les estimations faites par DE COSTER (37), la TVA est depuis lors un impôt pratiquement proportionnel sur la consommation des ménages, alors qu'elle était avant légèrement progressive.

En principe, à un impôt progressif doit correspondre une élasticité supra-unitaire : ce lien est d'ailleurs vérifié pour l'impôt des personnes physiques. On devrait donc s'attendre à ce que – toute autre chose égale par ailleurs – le réaménagement des taux de TVA de 1992 réduise quelque peu l'élasticité de la TVA, puisqu'on est alors passé d'un impôt légèrement progressif à un impôt pratiquement proportionnel.

*Graphique 14*



#### 4.1.4 Estimation de l'impact des mesures

La variable explicative est exprimée TVA comprise. Les modifications de la TVA ont donc un effet direct tant sur la variable dépendante que sur la variable explicative. Trois cas de figure peuvent se présenter.

- Il y a une augmentation endogène de la base taxable. Cela peut provenir d'une hausse de la consommation privée ou encore d'une hausse d'accises qui augmente la base de la TVA. Dans ce cas, aucune correction ne doit être effectuée.

37) DE COSTER A., GERARD M. et VALENDUC C.(2002), *Recettes publiques et politique fiscale*, dans DE CALLATAY E. (Ed), *La fin du déficit budgétaire : analyse de l'évolution récente des finances publiques belges*, De Boeck, pp. 119 et suivantes.

- Il y a une modification des taux de TVA. Supposons par exemple que la TVA passe de 20 à 21%. Toute autre chose égale par ailleurs, la recette TVA augmente de 5% et il faut en tenir compte pour estimer une recette à législation constante. Mais en en même temps, la base taxable augmente de 1/120<sup>ème</sup>. Dans ces conditions, corriger uniquement les recettes de TVA aurait pour conséquence de biaiser les résultats de l'équation.
- Enfin, certaines mesures - assez rares – peuvent affecter les recettes sans affecter la base taxable: il s'agit par exemple, de mesures affectant les délais de paiement.

Il faut séparer les incidences des mesures fiscales affectant la base taxable des recettes de TVA de celles ne l'affectant pas. Ces dernières doivent dans tous les cas être reprises afin de corriger les recettes de TVA.

Pour ce qui concerne le traitement des incidences affectant la base taxable, trois options peuvent être envisagées :

- (1) corriger les recettes de TVA de ces incidences et travailler avec une base hors TVA,
- (2) corriger les recettes de TVA et la base taxable TVA comprise de ces incidences,
- (3) travailler avec la base taxable TVA comprise, comme actuellement, mais ne pas corriger les recettes des mesures affectant aussi la base taxable.

En théorie, toutes ces possibilités peuvent être testées et comparées. C'est toutefois la troisième option qui a été retenue car c'est celle qui nécessite le moins de corrections et qui présente donc le moins de risque d'erreurs. C'est donc sur cette base qu'ont été établies les recettes à législation constante. Il a également été tenu compte des glissements et facteurs techniques. On trouvera en annexe le détail de l'incidence des mesures et du calcul des recettes à législation constante (38).

## **4.2 Réestimation de l'ancienne équation**

Les réestimations de l'ancienne équation se font en retenant pour variable explicative la base macro-économique de la TVA en SEC95 (BASETVA), telle que définie ci-dessus. La variable dépendante correspond aux recettes de TVA pure, à législation constante (TVAPURElc). Seules les mesures n'affectant pas la base taxable ont été prises en compte.

---

38) Voir ci-après, annexe 5, Tableau A. 9.

On teste donc

$$[9] \quad TVAPURE|c = f(BASETVA)$$

**Tableau 29**  
**Equation recettes TVA pure et base macro-économique**

N°	Spécification	a	b	R <sup>2</sup> aj	DW
a1	Bi-logarithmique 1990-2002	-4,42 (-11,42 S)	1,19 (36,19 S)	0,991	1,917 OK
a2	Bi-logarithmique 1990-2002		0,81 (618,58 S)	0,895	0,205 auto corr>0
a3	Bi-logarithmique 1986-2002	-3,99 (-16,79 S)	1,15 (56,71 S)	0,995	1,512 OK
a4	Taux de croissance 1991-2002		1,15 (6,63 S)	0,359	2,602 OK
a5	Taux de croissance 1990-2002		1,15 (7,50 S)	0,367	2,747 IND
a6	Taux de croissance 1991-2002		1,09 (6,51 S)	0,388	2,220 OK
a7	Taux de croissance 1986-2002		1,18 (9,99 S)	0,426	2,661 IND

Les chiffres entre parenthèses correspondent au t-stat

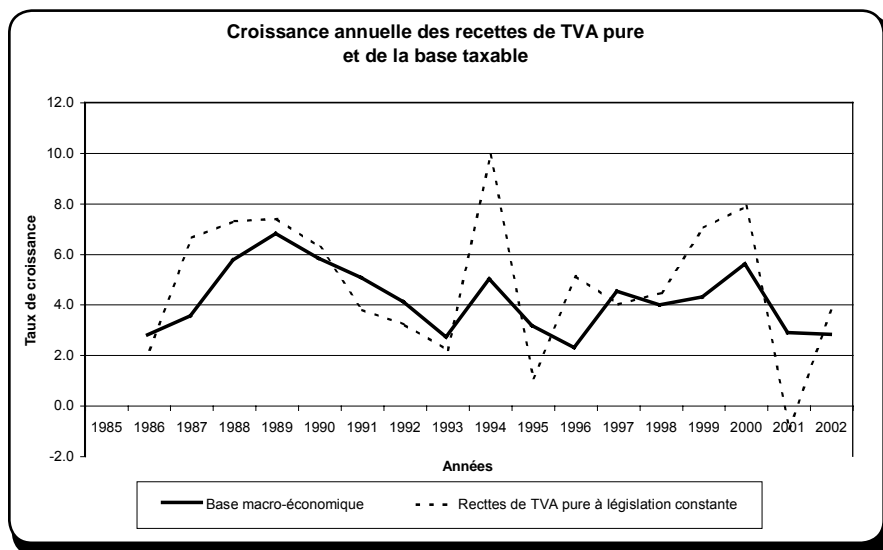
Les spécifications bi-logarithmiques aboutissent à une élasticité supra-unitaire, qui varie de 1,15 à 1,19 selon la période d'observation. Au vu des éléments empiriques rassemblés ci-dessus au paragraphe 4.1, il semble difficile de justifier une élasticité aussi élevée par la progressivité de la TVA : puisqu'elle est proportionnelle, l'élasticité devrait être proche de l'unité.

Les spécifications en taux de croissance, testées sur les mêmes périodes, donnent des résultats beaucoup moins satisfaisants : les coefficients de corrélation sont assez faibles. Elles confirment par contre la forte variabilité des résultats en fonction de la période d'estimation.

La variabilité des coefficients en fonction de la période d'estimation peut s'expliquer par la sur-réaction des recettes de TVA au cycle conjoncturel mise en évidence au Graphique 15. En théorie, deux explications sont possibles.

- Il peut s'agir de l'effet des lois d'Engel : en période de croissance, la part des biens de première nécessité dans la consommation privée diminue, ce qui augmenterait le taux implicite de la TVA. Il faudrait pour cela que la TVA soit progressive. Or, elle est plutôt proportionnelle.
- L'autre piste est celle du rôle des exportations, déjà mis en évidence dans le modèle de prévision à court terme des recettes de TVA. C'est cette seconde piste qui a été examinée.

**Graphique 15**



### 4.3 Intégration du cadre conceptuel du modèle de court terme

#### 4.3.1 Le raisonnement théorique

La sur-réaction des recettes de TVA au cycle conjoncturel avait été également constatée lors de l'élaboration du modèle trimestriel de prévision des recettes de TVA <sup>(39)</sup>. Il est tout à fait possible que les mécanismes qui guident l'évolution trimestrielle des recettes de TVA se prolongent au niveau de l'évolution annuelle de ces recettes. Lors de l'examen de l'évolution trimestrielle des recettes de TVA, les deux mécanismes principaux ont été mis en évidence.

39) Voir LENOIR T. et VALENDUC C. (2003), *Construction d'un modèle trimestriel de prévision des recettes et restitutions de TVA*, Ministère des Finances, Bulletin de Documentation, *op. cit.*, pp. 133-192.

#### 4.3.2 L'effet des exportations sur la TVA brute

Les recettes de TVA brute (TVACTI) dépendent de la base taxable mais aussi des exportations du même trimestre et du trimestre suivant. Ceci s'explique comme suit : les entreprises exportatrices étant généralement en situation de restitution, le paiement de la TVA par le fournisseur n'est pas compensé par une diminution de la TVA à payer par l'entreprise exportatrice lors de l'enregistrement de sa consommation intermédiaire mais bien par une augmentation du montant des restitutions. La variable exportations (X) est donc une variable explicative pour la TVA brute. En fait, la variable explicative est la consommation intermédiaire des entreprises exportatrices (40). Cette variable n'étant pas disponible, elle est remplacée par les exportations qui sont censées évoluer parallèlement à celle-ci.

Le paiement du fournisseur à la TVA peut se faire dans le même trimestre que les exportations générées à partir de cette consommation intermédiaire : cela se traduit alors par une relation entre les exportations du trimestre et la TVA brute perçue au cours du même trimestre.

Il est toutefois envisageable que les exportations résultant de la livraison de biens intermédiaires soient effectuées le trimestre suivant le paiement de la TVA par le fournisseur. Cela dépend de la durée du cycle de production des entreprises exportatrices. Les tests économétriques ont montré que c'était bien le cas et que, en conséquence, les exportations du trimestre suivant la perception de la TVA brute ( $X_{q+1}$ ) sont aussi une variable explicative de TVACTI. Nous avons donc, sur base trimestrielle (q)

$$[10] \text{ TVACTI}_q = a1 * \text{BASETVA}_q + a2 * (X_q + X_{q+1})$$

#### 4.3.3 Exportations et restitutions de TVA

Un mécanisme similaire joue sur les restitutions, mais il n'est pas synchronisé.

En effet, les tests économétriques réalisés indiquent que les restitutions de TVA s'expliquent par l'évolution des exportations *retardées d'un trimestre* ( $X_{q-1}$ ). Ceci signifie que, dans la plupart des cas, les restitutions concernant la TVA sur la consommation intermédiaire des entreprises exportatrices sont effectuées le trimestre suivant les exportations relatives à cette consommation intermédiaire. Ces délais sont tout à fait concevables étant donné que cela dépend des délais de restitutions et de la durée du cycle de production des entreprises exportatrices. Nous avons donc :

$$[11] \text{ RESTIT}_q = b1 * X_{q-1}$$

---

40) Plus précisément la consommation intermédiaire des entreprises qui sont en situation de restitution, dont les entreprises exportatrices forment l'essentiel.

#### 4.3.4 L'effet sur la TVA pure

L'effet sur la TVA pure s'obtient alors en combinant les équations [10] et [11]. On a alors, toujours sur base trimestrielle

$$[12] TVAP_q = a1 * BASETVA_q + a2 * (X_q + X_{q+1}) - b1 * X_{q-1}$$

La sur-réaction de la TVA pure à la base taxable s'explique donc principalement par la différence entre le moment de paiement de la TVA au Trésor par les fournisseurs aux entreprises exportatrices et le moment de paiement des restitutions par l'Etat aux entreprises exportatrices.

En effet, dès lors que ces paiements et restitutions ne sont pas simultanés, le différentiel entre la consommation intermédiaire des entreprises exportatrices d'un trimestre donné et celle du trimestre précédent est une variable explicative de l'évolution de la TVA pure et aussi de la sur-réaction de celle-ci à la base taxable. La consommation intermédiaire des entreprises exportatrices n'étant pas une variable disponible, celle-ci est remplacée par les exportations dans notre analyse et dans notre modèle prévisionnel.

Transposé au niveau annuel, cela revient à établir qu'en fait, les recettes de TVA pure de l'année « i » dépendent

- d'abord, avec un signe positif attendu, des exportations des quatre trimestres de cette année et des exportations du 1<sup>er</sup> trimestre de l'année « i+1 »,
- et également, mais avec un signe négatif attendu, des exportations du dernier trimestre de l'année « i-1 » et des 3 premiers trimestres de l'année « i »

Pour estimer si ces variables sont opérantes au niveau annuel, il convient donc tout d'abord de construire pour les exportations une variable avancée d'un trimestre (XAV) et une variable retardée d'un trimestre (XDEC) soit:

$$[13] XAV^t = X^t_{q1} + X^t_{q2} + X^t_{q3} + X^t_{q4} + X^{t+1}_{q1}$$

$$[14] XDEC^t = X^{t-1}_{q4} + X^t_{q1} + X^t_{q2} + X^t_{q3}$$

L'équation suivante peut alors être testée au niveau annuel (en variation ou en bi-logarithmique):

$$[15] TVAP = a + b_1 * BASETVA + b_2 * XAV + b_3 * XDEC$$

#### 4.3.5 Les estimations économétriques

##### 4.3.5.1 Les résultats

**Tableau 30**  
**Estimation des recettes de TVA pure dans le nouveau cadre conceptuel**

N°	Spécification	a	b <sub>1</sub>	b <sub>2</sub>	b <sub>3</sub>	R <sup>2</sup> aj.	DW
<i>Equations sans contrainte sur les coefficients</i>							
b1	Bi-logarithmique 1986-2002	-3,22 (-15,6)S	0,91 (17,3)S	0,56 (7,96)S	-0,40 (-5,64)S	0,999	2,816 IND
b2	Taux de croissance 1987-2002		1,00 (7,08)S	0,510 (5,44)S	-0,410 (-4,80)S	0,802	3,111 IND
<i>Equations avec contrainte b<sub>2</sub>=b<sub>3</sub></i>							
b3	Taux de croissance 1987-2002		1,10 (4,45) S	0,02 (0,36)NS		0,406	2,588 IND

Les chiffres entre parenthèses correspondent au t-stat

Les tests empiriques confirment la validité du nouveau cadre conceptuel, sous la réserve d'une possible mais très légère auto-corrélation des résidus, qui n'affecte pas fondamentalement la qualité de l'estimation.

Tous les coefficients sont hautement significatifs. L'élasticité par rapport à la base est unitaire dans l'équation b2 et ceci est conforme aux valeurs attendues. Les coefficients b<sub>2</sub> et b<sub>3</sub> ont bien le signe attendu.

##### 4.3.5.2 Les coefficients b<sub>2</sub> et b<sub>3</sub> peuvent-ils être différents ?

En théorie, les coefficients b<sub>2</sub> et b<sub>3</sub> devraient être approximativement égaux en valeur absolue, ce qui n'est pas le cas dans la première série d'estimations rassemblées au Tableau 30. Un écart pourrait toutefois s'expliquer si des entreprises qui sont en restitution de TVA ne peuvent pas déduire une partie de la TVA acquittée sur leurs inputs. Encore faudrait-il que cet effet soit structurel.

L'impact de cette différence entre les élasticités a été mesuré et il apparaît que celui-ci est de l'ordre de 0,73 % des recettes de TVA pure sur la période considérée (1987-2002). Cette incidence peut être considérée comme négligeable et on peut émettre l'hypothèse qu'elle résulte d'ajustements purement statistiques. Une estimation économétrique a été faite en posant comme hypothèse que ces coefficients doivent être identiques au signe près (estimation  $b_3$  du Tableau 30). Les estimations des équations sont moins bonnes, ce qui est normal vu que le modèle est alors contraint, mais surtout, les écarts résiduels les plus importants (en 2000 et 2003) sont encore plus élevés. Ceci signifie que ceux-ci ne sont pas causés par une différence entre ces élasticités. Il paraît donc justifié de conserver une spécification sans contrainte sur les coefficients.

#### **4.4 Tests ex post**

Les tests ex post ont été effectués selon la méthodologie décrite au début de cet article.

La nouvelle méthode qui utilise l'équation  $b_2$  du Tableau 30 permet sur la période une amélioration de plus de 40% de la qualité des prévisions. L'erreur moyenne étant de 269 millions EUR (1,83% des recettes) pour l'ancienne méthode et de 141 millions EUR (0,96%) pour la nouvelle méthode. L'amélioration est significative et ce aussi bien pour la réduction des sous-estimations (puisqu'on passe de -1,79% des recettes à -1,29% des recettes) que pour la réduction des surestimations (puisqu'on passe de 1,86% des recettes à 0,75 % des recettes). De plus, l'amélioration qui découle de la méthode proposée est systématique les dernières années de prévision (de 1999 à 2002).

L'équation correspondante est donc retenue.



**Tableau 31**  
**Estimation des recettes de TVA pure**  
**confrontation des deux méthodes sur la période 1990-2002**  
**Synthèse des résultats**

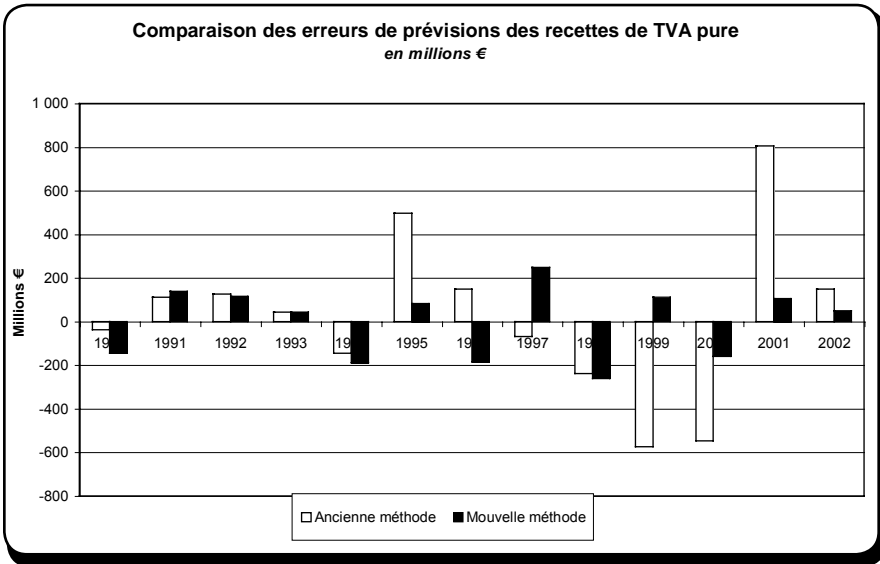
	Erreurs d'estimation en millions EUR		Erreurs d'estimation en % des recettes	
	Ancienne méthode	Nouvelle Méthode	Ancienne méthode	Nouvelle Méthode
Somme des sous-estimations	-1.614	-939	-1,79%	-1,29%
Somme des surestimations	1.877	890	1,86%	0,75%
Erreur moyenne	269	141	1,83%	0,96%
Ecart-type	374	161		

**Tableau 32**  
**Estimation des recettes de TVA : confrontation des deux méthodes sur la période**  
**1990-2002**  
**Résultats annuels**

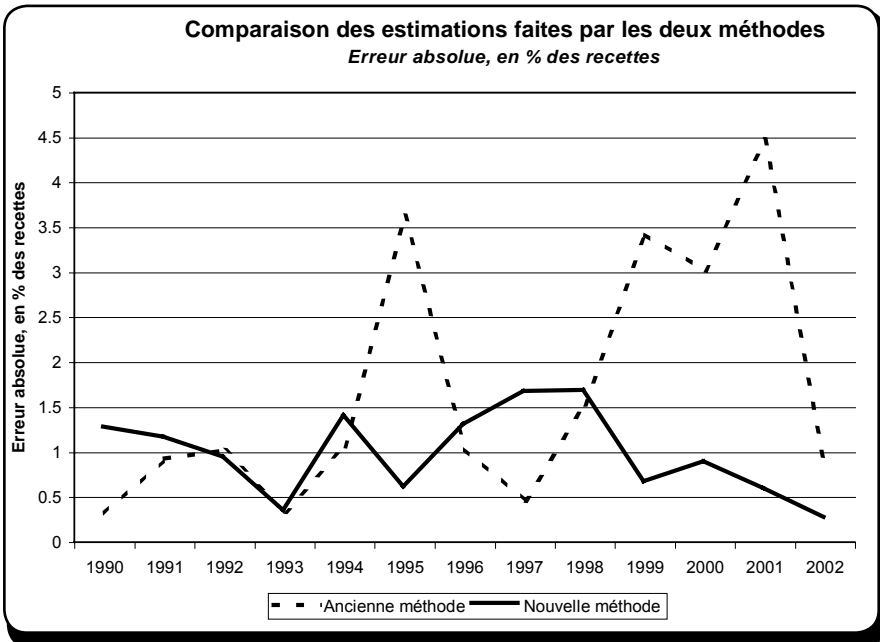
	Erreurs d'estimation en millions €		Erreurs d'estimation en % des recettes	
	Ancienne méthode	Nouvelle Méthode	Ancienne méthode	Nouvelle Méthode
1990	-37	-145	-0,33%	-1,27%
1991	110	137	0,93%	1,16%
1992	126	115	1,03%	0,94%
1993	43	42	0,34%	0,34%
1994	-145	-189	-1,07%	-1,40%
1995	496	83	3,64%	0,61%
1996	149	-185	1,04%	-1,29%
1997	-70	249	-0,47%	1,67%
1998	-239	-261	-1,54%	-1,68%
1999	-575	110	-3,43%	0,66%
2000	-548	-159	-3,03%	-0,88%
2001	805	105	4,48%	0,59%
2002	150	49	0,81%	0,27%

Millions €

**Graphique 16**



**Graphique 17**



\*

\* \*\*

\*

*L'équation retenue (b2, Tableau 30) complète donc la formulation traditionnelle, où la TVA pure est mise en relation avec sa base macro-économique, en intégrant le cadre conceptuel du modèle de prévision à court terme. Les exportations du trimestre suivant celui de l'année de prévision et celles du trimestre précédent l'année de prévision deviennent ainsi des variables explicatives par leur intégration dans des variables avancées et retardées. Les tests ex post confirment la validité de cette approche, qui livre de meilleurs résultats que l'ancienne méthode.*

## 5 Accises

### 5.1 Réestimation de l'ancienne équation

Le Tableau 33 rassemble différentes équations estimant globalement les recettes d'accises. Dans tous les cas, les mesures entrent directement dans l'équation comme variable séparée. L'essentiel des recettes d'accises provenant de droits basés sur les volumes, les variables explicatives sont exprimées à prix constants.

**Tableau 33**  
*Estimation globale des accises*

N°	Spécification Variables explicatives	Période	b <sub>1</sub>	b <sub>2</sub>	R <sup>2</sup> ajusté	DW
a1	Taux de croissance Cons. privée, prix constants	1986 2003	0,74 (3,70)		0,64	2,04 OK
a2	Taux de croissance PIB à prix constants	1986 2003	0,63 (3,37)		0,61	2,17 OK
a3	Taux de croissance Rev. disponible à prix constants	1986 2003	-0,20 (-0,53)		0,59	2,30 OK
a4	Bi-logarithmique Cons. privée, prix constants	1985 2003	0,68 (1.461,24)		0,99	0,63 (>0)
a5	Bi-logarithmique PIB à prix constants	1985 2003	0,65 (1.604,90)		0,99	0,82 (>0)
a6	Taux de croissance PIB vol., intensité énergétique	1985 2003	0,70 (3,26)	0,16 (0,66)	0,02	2,10 OK

Les chiffres entre parenthèses correspondent au t-stat

La première équation (a1) correspond à la spécification anciennement utilisée et sa réestimation donne un taux d'élasticité des recettes à la consommation à prix constants de 0,74 (contre 0,5 utilisé actuellement) avec un ajustement de qualité moyenne ( $R^2 = 0,64$ ).

Nous avons testé d'emblée des alternatives proches en changeant soit la spécification (bi-logarithmique versus taux de croissance), soit la variable explicative. Le but est ici de voir si c'est bien la consommation privée qui est la bonne variable explicative, une partie des accises sur les carburants étant prélevée sur la consommation intermédiaire.

Les autres spécifications en taux de croissance donnent des résultats de qualité variable : les résultats sont de même qualité lorsqu'on prend le PIB en volume pour variable explicative (a2), ceci pour capter le fait qu'une partie des accises est perçue sur la consommation intermédiaire. Prendre le revenu disponible à prix constants comme variable explicative donne par contre de mauvais résultats. Les spécifications bi-logarithmiques (a4 et a5) donnent globalement de bons résultats bien que celle qui utilise le PIB comme variable explicative ait un problème d'auto-corrélation.

La dernière spécification (a6) retient alors comme variables explicatives le PIB en volume et l'intensité énergétique. Les résultats ne sont pas bons.

Ces réestimations de l'ancienne équation indiquent qu'au niveau agrégé, c'est la consommation privée en volume qui semble être la meilleure variable explicative et que le coefficient d'élasticité des accises par rapport à cette variable serait plus élevé que celui utilisé par l'ancienne méthode.

## 5.2 *Précisions sur le contenu de la variable à expliquer*

A l'inverse de l'impôt des personnes physiques, de l'impôt des sociétés ou de la TVA, **les accises forment une catégorie de recettes assez hétérogène**. Là où pour les trois autres impôts cités on trouve une base taxable et une recette bien identifiable, nous sommes ici en présence d'une pluralité de bases taxables : les accises sont prélevées sur les huiles minérales, le tabac, les boissons alcoolisées, les boissons non alcoolisées et le café. A l'intérieur de ces catégories, les taux diffèrent par produit. Ils consistent généralement en droits spécifiques, basés sur les quantités et non sur les prix, à l'exception du tabac où les accises sont partiellement *ad valorem*. Aux accises proprement dites s'ajoutent la redevance de contrôle sur le fuel domestique et la cotisation sur l'énergie.

**Tableau 34**  
**Structure des recettes d'accises**

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Huiles minérales	61,6%	61,5%	62,1%	61,3%	60,1%	59,6%	60,3%	58,1%	57,1%
Tabac	20,7%	21,2%	19,8%	21,3%	22,7%	23,6%	22,4%	25,6%	25,7%
Eaux de vie	3,7%	3,6%	3,6%	3,5%	3,4%	3,6%	3,7%	3,6%	3,5%
Boissons fermentées mousseuses	0,3%	0,3%	0,4%	0,4%	0,4%	0,4%	0,4%	0,4%	0,5%
Boissons fermentées de fruits	1,3%	1,3%	1,8%	1,8%	1,8%	1,8%	1,9%	1,8%	1,8%
Bière	3,8%	3,6%	4,0%	3,8%	3,8%	3,7%	3,7%	3,4%	3,3%
Eaux et limonades	2,8%	2,6%	2,6%	2,5%	2,7%	2,6%	2,7%	2,7%	2,8%
Café	0,3%	0,3%	0,3%	0,3%	0,2%	0,2%	0,2%	0,2%	0,2%
Produits intermédiaires (boissons alcoolisées)	0,4%	0,4%	0,6%	0,6%	0,5%	0,6%	0,5%	0,5%	0,5%
Redevance de contrôle	0,7%	0,8%	0,7%	0,7%	0,6%	0,5%	0,6%	0,5%	0,5%
Cotisation énergie	4,3%	4,3%	4,1%	3,8%	3,7%	3,4%	3,6%	3,2%	4,3%

Source : ICN – Belgostat - détail des impôts

L'examen des recettes d'accises fait cependant apparaître deux postes dominants : les huiles minérales et le tabac. Les accises sur les huiles minérales font près de 60% de l'ensemble et même plus de 60% si on considère l'ensemble des prélèvements se rapportant à la consommation d'énergie. Les accises sur le tabac font 25% de l'ensemble et le solde est composé d'un ensemble d'accises de moindre ampleur.

Ces trois catégories indiquent une *possible désagrégation du total*. Cette désagrégation se justifie aussi par les caractéristiques propres des deux catégories d'accises les plus importantes. Les accises sur les huiles minérales sont les seules qui s'appliquent de manière substantielle à la consommation intermédiaire alors que les autres accises, compte tenu des produits qu'elles frappent, s'appliquent à la consommation finale. D'autre part, les accises sur le tabac sont les seules qui sont partiellement ad valorem.

En agrégeant toutes les accises dans une seule variable à expliquer, la méthode actuelle prend le risque de mélanger des éléments dont les dynamiques sont différentes. Ce risque est à mettre en balance avec la difficulté d'une approche désagrégée : pour que celle-ci soit meilleure, il faut de bons résultats pour toutes les catégories et la reconstitution du total peut aboutir à additionner des marges d'erreur et à réduire ainsi la qualité de la prévision.

### **5.3 *Nouvelles estimations***

Les travaux de réestimation ont été effectués en testant différents niveaux de désagrégation. Comme mentionné ci-dessus, la désagrégation est à la fois un avantage et un risque : elle ne s'impose donc pas en soi mais constitue une des voies à examiner. En plus des avantages et inconvénients déjà mentionnés, il faut tenir compte du fait qu'une désagrégation demande de scinder aussi l'incidence des mesures discrétionnaires sur toute la période d'observation, sauf si on travaille par produit sur base des volumes.

### **5.4 *La désagrégation par produit***

La première possibilité de désagrégation est une désagrégation par produit. A ce niveau de désagrégation le plus fin, la recette est le produit du volume consommé par le tarif. On peut donc, soit estimer les recettes directement, soit estimer les volumes et appliquer le taux spécifique au produit pour reconstituer la recette. Prévoir les recettes oblige à reconstituer des recettes à législation constante. Les mesures étant des changements de tarif, il est plus simple, dans une approche ainsi désagrégée, de constituer des séries de volume et d'appliquer les tarifs annuels correspondants pour reconstituer – sur le passé – ou prévoir les recettes. C'est donc cette option qui a été retenue.

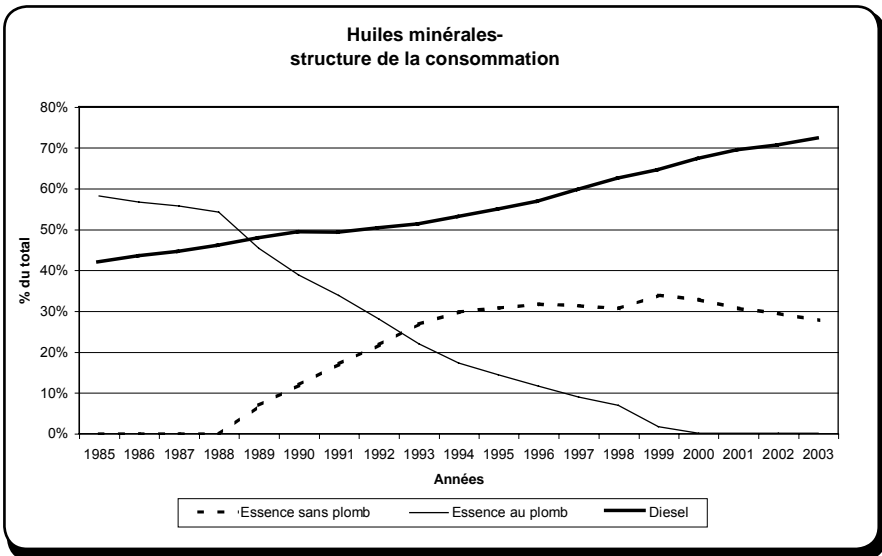
Vu l'importance relative des diverses catégories d'accises, les travaux se sont concentrés sur les huiles minérales.

#### **5.4.1 *La reconstitution des séries en volume***

Le préalable est donc une reconstitution des séries en volume, dont les résultats figurent en annexe 6. Le Graphique 18 illustre l'évolution de la structure de la consommation, en volume, sur la période 1985-2003. Les effets de structure apparaissent clairement. On note d'abord une substitution importante entre l'essence sans plomb et l'essence au plomb, qui aboutit à marginaliser l'essence au plomb en fin de période. On note d'autre part une hausse de la part du diesel au détriment de l'essence. Au vu de cette évolution, il n'y a donc pas d'intérêt à estimer, aujourd'hui,

la consommation en volume de l'essence au plomb. La substitution constatée entre l'essence sans plomb et l'essence au plomb invite à reconstituer une série agrégeant ces deux carburants, avec une variable de prix pondéré. Ce type d'équation serait mieux à même de prévoir la consommation d'essence, vu qu'il neutralise un effet de substitution parvenu à son terme. L'estimation d'une telle équation pose cependant un problème technique : on prévoit le volume de l'essence à partir d'un prix pondéré qui est fonction du volume de l'essence sans plomb et l'essence au plomb, ce qui veut dire qu'une variable « indépendante » est fonction de la variable dépendante.

*Graphique 18*



5.4.2 *Estimation des volumes à partir de variables indépendantes*

**A. CHOIX DES VARIABLES**

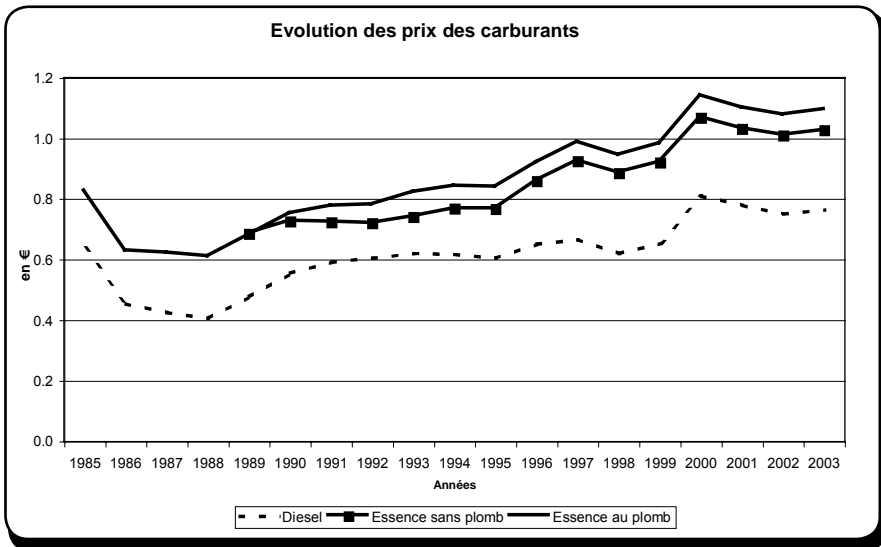
Au niveau désagrégé, les recettes d'accises sont donc fonction de la quantité consommée d'un bien. Ce qu'il faut capter dans l'équation, c'est la part de la consommation globale qui se fait dans le type de produit concerné. Celle-ci dépend des habitudes de consommation et de leur évolution et aussi des prix relatifs. Dans le cas examiné ici, on note d'importantes modifications dans la structure de la consommation, qui peuvent s'expliquer soit par des changements de comportement, soit par les prix relatifs. La variable « prix relatifs » devrait idéalement intégrer les prix des biens similaires dans les pays voisins, vu les possibilités de substitution qu'offrent le commerce transfrontalier et le trafic de transit pour le cas des huiles minérales. On remarquera que ces variables explicatives sont difficilement maîtrisables en prévision.

## B. LES EVOLUTIONS DE PRIX

Les graphiques ci-après retracent l'évolution des prix et des prix relatifs. Globalement, les prix des produits pétroliers augmentent tous sur la période (voir Graphique 19).

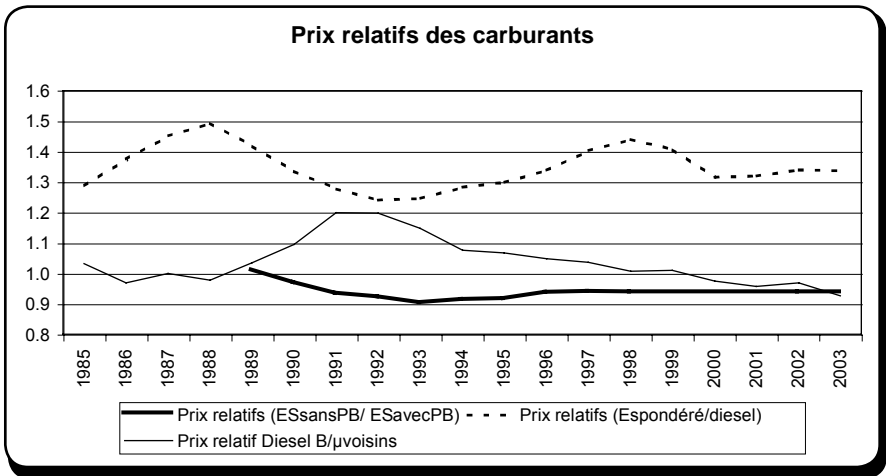
Le prix relatif de l'essence sans plomb par rapport à l'essence au plomb est pratiquement constant sur toute la période, ce qui rend à nouveau pertinent l'agrégation de ces deux carburants. Le prix relatif de l'essence au diesel varie autour de 1,35. Ce qui est constaté en matière de prix relatifs internes est donc davantage la persistance, sur la période 1985-2003, d'un écart de prix, plutôt qu'une évolution spécifique, dans un sens ou dans l'autre, des prix relatifs.

*Graphique 19*





*Graphique 20*



Pour ce qui concerne le diesel, il est également intéressant de comparer les prix avec la moyenne des prix des pays voisins. Le trafic transfrontalier et de transit sont en effet beaucoup plus importants pour ce type de carburant. On remarque au Graphique 20 que, depuis le plafond atteint en 1990-92, le rapport des prix du diesel évolue à l'avantage de la Belgique et le prix relatif est inférieur à l'unité, et donc à notre avantage, sur les années 2000-2003.

### **C. LES SPECIFICATIONS TESTEES**

Les principaux résultats sont présentés ci-après, par produit. La consommation d'essence au plomb étant devenue marginale, aucune estimation n'est faite pour ce produit. La liste des variables se trouve en annexe 7.

**Tableau 35**  
**Désagrégation par produit - Diesel**  
*spécifications utilisant des variables indépendantes*

N°	Spécification	Période	Variables	coefficient	t-stat
b1	% croissance	1986-2003	constante	4,9	4,40
			PDIBEL	-0,14	-3,08
			CVB00	0,69	<b>0,14</b>
$R^2 = 0,322$			DW = 1,67 (OK)		
b2	% croissance	1990-2003	constante	3,7	3,74
			PDIBEL/PESBEL	-0,38	-3,18
			CVB00	1,07	2,24
$R^2 = 0,403$			DW = 2,17 (OK)		
b3	% croissance	1986-2003	Constante	3,95	3,98
			PDIBEL/PESBM	-0,51	-4,33
			CVB00	0,99	2,36
$R^2 = 0,51$			DW = 1,95 (OK)		
b4	% croissance	1986-2003	Constante	31,95	3,66
			PDIBEL/PDIVOIS	-0,38	-4,07
			PDIBEL/PESBM	-35,78	-3,18
			CVB00	0,21	<b>0,52</b>
$R^2 = 0,60$			DW = 2,11 (OK)		

Les t-stat en gras ne sont pas significatifs

**Tableau 36**  
**Désagrégation par produit - Essence sans plomb (SP) et essence totale (TOT)**  
**spécifications utilisant des variables indépendantes**

N°	Spécification	Période	Variables	coefficient	t-stat
b5	% croissance Essence SP	1990-2003	PESBEL CVB00	-0,26 7,63	<b>-0,25</b> 2,47
		R <sup>2</sup> = 0,014		DW = 0,61 (auto corr.>0)	
b6	% croissance Essence SP	1990-2003	PESBEL/PDIBEL CVB00	-2,8 5,57	-2,33 2,43
		R <sup>2</sup> = 0,317		DW = 0,90 (auto corr.> 0)	
b7	% croissance Essence SP	1990-2003	PESBEL/PESPB CVB00	-10,22 4,33	-5,16 2,75
		R <sup>2</sup> = 0,692		DW = 1,64 (OK)	
b8	% croissance Essence TOT	1987-2003	PESBM RDMEN00	-0,36 -0,22	-1,42 -3,10
		R <sup>2</sup> = 0,312		DW = 1,03 (auto corr.>0)	
Les t-stat en gras ne sont pas significatifs					

Pour ce qui concerne le diesel, deux spécifications retiennent l'attention.

- La première (équation b3) est celle qui utilise comme prix relatif le ratio « diesel/essence » et la consommation privée à prix constants. Les coefficients sont significatifs et du signe attendu mais l'ajustement est faible (51%).
- L'ajustement est meilleur si on inclut le prix relatif du diesel « Belgique/voisins » (équation b4). Les coefficients des variables de prix sont significatifs et du signe attendu. Par contre, la consommation privée à prix constants devient non significative, ce qui peut s'expliquer par l'effet significatif du prix du diesel à l'étranger. Cette variable de prix relatif est cependant difficilement utilisable en prévision.

Pour ce qui concerne l'essence sans plomb la meilleure spécification est également celle qui utilise les prix relatifs et la consommation à prix constants (équation b7). Ce sont logiquement les prix relatifs de l'essence au plomb et sans plomb qui semblent expliquer le mieux cette évolution sur la période, plutôt que les prix relatifs de l'essence sans plomb et du diesel. L'ajustement est meilleur mais reste à un niveau trop faible que pour être vraiment satisfaisant (R<sup>2</sup> = 69,20%). Pour l'ensemble de la consommation d'essence, seule la moins mauvaise spécification a été retenue (b8) mais elle reste de qualité médiocre : ajustement très faible et signe du « revenu disponible » contraire au signe attendu.

La difficulté d'expliquer des évolutions de volumes consommés par des variables indépendantes s'explique, en partie, par les évolutions de prix relatifs. Ainsi, on a vu que le prix relatif de l'essence sans plomb par rapport à l'essence au plomb est pratiquement constant sur toute la période. Ces deux carburants sont techniquement en partie substituables, c'est-à-dire de l'essence plombée vers l'essence sans plomb mais pas l'inverse. On ne peut cependant expliquer l'évolution annuelle des volumes consommés, caractérisée par un effet de ciseaux, par un prix relatif qui reste constant.

Pour ce qui concerne le diesel, il n'y a pas de substituabilité entre essence et diesel à court terme : on ne peut répondre aux variations de prix qu'en changeant de véhicule. Ceci explique que les mouvements de prix relatifs n'ont pas d'effet immédiat sur les volumes consommés. La substitution progressive du diesel à l'essence, qui apparaît au Graphique 18 est un phénomène de moyen long terme, guidé autant par l'offre des producteurs de voiture que par les prix relatifs des carburants.

Cela indique que les évolutions constatées dans la période observée (diminution constante de la consommation d'essence au plomb et augmentation presque constante, surtout au début de période, de la consommation d'essence sans plomb) sont surtout le résultat d'évolutions techniques (le renouvellement du parc automobile par des voitures qui doivent être alimentées à l'essence sans plomb) et non de prix relatifs des deux essences.

#### 5.4.3 *Spécifications auto-régressives*

La deuxième piste examinée est celle des spécifications auto-régressives : le volume consommé d'un produit pour une période est donc fonction uniquement du volume consommé lors de l'année ou des années antérieures. L'intérêt est de capter l'inertie de la consommation de certains carburants et les évolutions de moyen et long terme des volumes consommés qui ont été décrites ci-dessus.

Les résultats sont plutôt mitigés et très variables selon les différents types de carburants. Pour le diesel, la seule spécification valable (c1) est de bonne qualité mais a un problème d'auto-corrélation. Pour l'essence sans plomb, les résultats sont très mitigés. L'équation c2 a un bon ajustement mais un problème d'auto-corrélation tandis que la qualité de l'ajustement de c3 est insuffisante pour une équation en niveau. La meilleure équation est celle relative à l'essence au plomb mais elle n'a que peu d'intérêt vu que la consommation de ce carburant est pratiquement nulle en fin de période. Les équations relatives à la consommation globale d'essence donnent de mauvais résultats ( $R^2$  trop faibles).

Pour certaines équations, les résidus en % sont assez élevés ce qui rend les équations peu utilisables.

**Tableau 37**  
**Spécifications auto-régressives**

N°	Spécification	Période	Variables	coefficient	t-stat
c1	Diesel	1986-2003	Volume, t-1	1,06	208
	niveau	R <sup>2</sup> = 0,995		DW = 1,28 (durbin-h :IND)	
c2	Essence SP	1991-2003	Volume, t-1	0,63	11,62
	% croissance	R <sup>2</sup> = 0,876		DW = 2,24 (durbin-h :auto corr,> 0)	
c3	Essence SP Niveau	1991-2003	Volume, t-1	1,76	9,78
			Volume, t-2	-0,76	-4,00
		R <sup>2</sup> = 0,922		DW = 2,10 (durbin-h :OK)	
c4	Essence PL Niveau	1990-2003	Volume, t-1	1,52	8,80
			Volume, t-2	-0,57	-3,55
		R <sup>2</sup> = 0,983		DW = 2,05 (durbin-h :OK)	
c5	Essence TOT	1987-2003	Volume, t-1	0,68	4,10
	% croissance	R <sup>2</sup> = 0,369		DW = 1,61 (durbin-h :IND)	
c6	Essence TOT Niveau	1987-2003	Volume, t-1	0,63	4,76
			Volume, t-2	-0,20	-3,28
		R <sup>2</sup> = 0,599		DW = 2,10 (durbin-h :OK)	
Les t-stat en gras ne sont pas significatifs					
PL = au plomb					

Les spécifications auto-régressives ne donnent donc pas de résultats globalement utilisables.

#### 5.4.4 Utilisation de modèles mixtes

La troisième piste examinée consiste à combiner les spécifications auto-régressives avec des variables indépendantes, de quantité ou de prix, dans des modèles mixtes. Les résultats les plus significatifs sont repris au Tableau 38 pour le diesel et au Tableau 39 pour l'essence.

**Tableau 38**  
**Spécifications mixtes -Diesel**

N°	Spécification	Période	Variables	coefficient	t-stat
d1	Diesel % croissance	1987-2003	Volume, t-1 PDIBEL	0,89	9,43
				-0,02	<b>-0,29</b>
			R <sup>2</sup> = 0,075	DW = 2,28 (OK)	
d2	Diesel % croissance	1987-2003	Volume, t-1 CVB00	0,72	4,55
				0,56	<b>1,27</b>
			R <sup>2</sup> = 0,023	DW = 1,75 (IND)	
d3	Diesel niveau	1987-2003	Volume, t-1 PDIBEL	1,08	28,74
				-1,66*10 <sup>6</sup>	<b>-0,59</b>
			R <sup>2</sup> = 0,995	DW = 1,33 (IND)	
Les t-stat en gras ne sont pas significatifs					

**Tableau 39**  
**Spécifications mixtes - Essence**

N°	Spécification	Période	Variables	coefficient	t-stat
d4	Essence SP % croissance	1991-2003	Volume, t-1 PESBEL	0,37	<b>1,98</b>
				-2,70	-2,98
			R <sup>2</sup> = 0,872	DW = 2,20 (OK)	
d5	Essence SP Niveau	1991-2003	Volume, t-1 PESBEL/PDIBEL	0,79	16,48
				4,96*10 <sup>6</sup>	5,64
			R <sup>2</sup> = 0,963	DW = 1,28 (IND)	
d6	Essence TOT % croissance	1987-2003	Volume, t-1 PESBM	0,60	4,47
				-0,22	-3,19
			R <sup>2</sup> = 0,599	DW = 2,10 (OK)	
d7	Essence TOT Niveau	1986-2003	Volume, t-1 PESBM	1,06	44,02
				-2,96*10 <sup>6</sup>	-2,90
			R <sup>2</sup> = 0,94	DW = 0,95 (auto corr.>0)	
Les t-stat en gras ne sont pas significatifs					

Les résultats ne sont guère satisfaisants.

- Pour le diesel, les variables indépendantes ont des coefficients de signe correct mais ils ne sont pas significatifs. La seule spécification de qualité est d3, en niveau mais la prise en compte de variables indépendantes ne permet pas de résoudre le problème d'auto-corrélation qui caractérisait déjà la spécification purement auto-régressive.
- Pour l'essence sans plomb, les résultats ne sont pas satisfaisants : l'équation d4 a un bon ajustement mais la variable retardée n'est pas significative tandis que la qualité d'ajustement de l'équation d5 n'est pas suffisante.
- Pour l'ensemble de la consommation d'essence, la qualité de l'ajustement est meilleure que pour les spécifications purement auto-régressives mais elle reste insuffisante.

La désagrégation par produit ne livre pas de résultats exploitables. Pour qu'ils le soient, il aurait fallu obtenir, pour chaque produit des spécifications avec une bonne qualité d'ajustement et des coefficients significatifs et de signe attendu. Or, ce n'est le cas qu'occasionnellement mais pas globalement. Comme expliqué ci-dessus, cela tient essentiellement au profil des prix relatifs et à la difficulté qu'il y a à modéliser l'évolution des volumes dans un tel contexte et en s'en tenant à des variables pour lesquelles on dispose de prévisions. Pour le diesel, les prix pratiqués dans les pays voisins semblent jouer un rôle mais ces variables sont difficilement maîtrisables en prévision.

## **5.5 La désagrégation par catégorie**

Les résultats négatifs d'une désagrégation par produit invitent donc à examiner une autre piste où la désagrégation est moins poussée et ne se fait que par catégorie. Cela consiste à séparer l'ensemble des « accises et divers » en deux catégories qui sont

- les « accises carburants » qui comprend outre les accises sensu stricto les autres impôts portant sur l'énergie,
- les autres accises.

5.5.1 Accises carburant

**Tableau 40**  
*Estimation globale des « accises carburants »*

N°	Spécification	Période	Variables	coefficient	t-stat
e1	% croissance	1986-2003	CVB00	1,15	5,31
			PDIBEL	-0,11	-2,45
			Mesures	1,01	12,42
R <sup>2</sup> = 0,885				DW = 2,40 (OK)	
e2	% croissance	1987-2003	ACCAR <sub>t-1</sub>	0,50	2,14
			Mesures	1,02	9,20
R <sup>2</sup> = 0,766				DWH = 2,35 (OK)	
e3	Niveau	1987-2003	ACCAR <sub>t-1</sub>	1,04	100,7
			Mesures	0,97	72,0
R <sup>2</sup> = 0,998				DWH = 2,34 (OK)	
e4	% croissance	1987-2003	ACCAR <sub>t-1</sub>	0,10	<b>0,51</b>
			CVB00	1,21	4,18
			PDIBEL	-0,16	-2,51
			Mesures	1,01	11,81
R <sup>2</sup> = 0,889				DW = 2,24 (OK)	
e5	Niveau	1987-2003	ACCAR <sub>t-1</sub>	0,68	5,29
			CVB00	0,007	3,50
			PDIBEL	-394	-2,44
			Mesures	0,99	65,80
R <sup>2</sup> = 0,991				DW = 2,30 (OK)	

Les t-stat en gras ne sont pas significatifs

L'équation e1 n'utilise que des variables indépendantes et donne des résultats très satisfaisants ; la consommation privée à prix constants et le prix du diesel sont significatifs, le coefficient des mesures est significatif et proche de 1, ce qui valide la série de mesures. Il n'y a pas de problème d'auto-corrélation et l'ajustement est enfin correct (R<sup>2</sup> = 88,50%). Cette équation est donc utilisable. L'élasticité est de 1,15 sur la croissance réelle de la consommation et de -0,11 sur la croissance des prix du diesel.

Les équations e2 et e3 sont purement auto-régressives et c'est celle exprimée en niveau (e3) qui donnent les meilleurs résultats.

Les spécifications mixtes donnent des résultats contrastés. Dans la spécification en taux de croissance, la variable décalée n'est pas significative tandis qu'en niveau toutes les variables sont significatives, à savoir la variable auto-régressive, la consomma-



tion à prix constants et le prix du diesel. L'ajustement devient de très bonne qualité ( $R^2 = 99,91\%$ ). Cette équation peut donc également être prise en compte pour une utilisation éventuelle en prévision. ***A ce stade, on dispose donc de deux équations utilisables (e1 et e5).***

#### 5.5.2 *Autres accises*

Les « autres accises » comprennent pour près de 60% des accises sur le tabac qui sont partiellement ad valorem. Il est donc justifié ici de prendre des variables explicatives à prix courants. Conceptuellement, c'est alors la consommation privée à prix courants qui serait la meilleure variable explicative parmi celles qui sont disponibles en prévision. Les accises n'étant que partiellement ad valorem, des tests ont toutefois été effectués avec d'autres variables explicatives (PIB, Revenu disponible des ménages, à prix constants).

La gamme des produits regroupés dans cette catégorie est trop large pour prendre en compte des prix relatifs.

**Tableau 41**  
**Estimation globale des « autres accises »**

N°	Spécification	Période	Variables	coefficient	t-stat
f1	% croissance	1986-2003	PIB00 Mesures	0,15	3,31
				0,32	<b>1,54</b>
R <sup>2</sup> = 0,21			DW = 1,61 (OK)		
f2	% croissance	1987-2003	PIB00 Accises, <sub>t-1</sub> Mesures	1,19	3,03
				0,01	0,04
R <sup>2</sup> = 0,132			DWH = 1,65 (OK)		
f3	Niveau	1987-2003	PIB00 Mesures	0,01	28,50
				0,67	5,21
R <sup>2</sup> = 0,923			DW = 0,30(auto corr.>0)		
f4	Niveau	1986-2003	PIB00 Accises, <sub>t-1</sub> Mesures	0,001	<b>1,07</b>
				0,83	5,80
R <sup>2</sup> = 0,975			DW = 2,02 (OK)		
f5	Log	1986-2003	PIB00 Accises, <sub>t-1</sub> Mesures	0,05	<b>0,57</b>
				0,92	6,34
R <sup>2</sup> = 0,951			DW = 2,02 (OK)		
f6	% croissance	1986-2003	RDMEN Mesures	0,08	<b>0,35</b>
				fixé à 1	
R <sup>2</sup> = 0,37			DW = 1,72 (OK)		
f7	% croissance	1986-2003	CVB Mesures	0,238	<b>1,04</b>
				fixé à 1	
R <sup>2</sup> = 0,30			DW = 1,74 (OK)		
Les t-stat en gras ne sont pas significatifs					

Au vu de ces résultats, il semble que l'on ait soit un problème avec la série d'incidences des mesures fiscales, soit un problème de spécification de l'équation, soit les deux problèmes cumulés.

- Lorsque l'on teste la série d'incidences, celle-ci n'est pas significative en taux de croissance (équations f1 et f2) et le coefficient est largement inférieur à 1, ce qui suppose une sous-estimation des mesures qui coûtent et/ou une surestimation des mesures qui rapportent. Néanmoins, lorsqu'on teste la série en niveau avec la variable de recettes retardée dans l'équation, les incidences redeviennent significatives et proches de l'unité.
- Le PIB est la variable qui donne les meilleurs résultats mais est une variable explicative trop large par rapport à la base taxable, et les équations qui prennent la consommation privée en valeur ou le revenu disponible des ménages comme variable explicative ne fournissent pas de bons résultats.

Les résultats ne sont donc pas de bonne qualité et aucune des équations retenues au Tableau 41 n'est exploitable.

## **5.6 Estimation des accises totales**

La désagrégation des accises en deux catégories ne fournissant pas de bons résultats, il est nécessaire de revenir aux accises totales. Deux types de modèle ont été testés : des spécifications mixtes, incluant la variable retardée et des spécifications utilisant uniquement les variables indépendantes.

**Tableau 42**  
**Estimation des accises totales**

N°	Spécification	Période	Variables	coefficient	t-stat
g1	Niveau	1986-2003	CVB00	0,02	3,29
			PDIBEL	-825	-2,62
			ACC, <sub>t-1</sub>	0,37	<b>1,63</b>
			Mesures	0,98	30,30
R <sup>2</sup> = 0,998			DW = 1,70 (IND)		
g2	Log	1986-2003	CVB00	0,19	<b>1,15</b>
			PDIBEL	-0,05	<b>-0,64</b>
			ACC, <sub>t-1</sub>	0,73	3,11
			Mesures	1,03	14,87
R <sup>2</sup> = 0,995			DW = 1,93 (OK)		
g3	% croissance	1987-2003	CVB00	1,29	5,49
			PDIBEL	-0,11	<b>-2,07</b>
			ACC, <sub>t-1</sub>	-0,13	<b>-0,79</b>
			Mesures	0,80	8,67
R <sup>2</sup> = 0,787			DW = 2,56 (OK)		
g4	% croissance	1987-2003	CVB00	1,20	5,96
			PDIBEL	-0,10	-2,05
			Mesures	0,80	8,80
R <sup>2</sup> = 0,793			DW = 2,75 (IND)		
g5	% croissance	1987-2003	CVB00	1,016	4,92
			PDIBEL	-0,147	-2,79
			Mesures	Fixé à 1	
R <sup>2</sup> = 0,737			DW = 2,79 (IND)		

Les t-stat en gras ne sont pas significatifs.

Les spécifications g1 à g3 utilisant une variable auto-régressive donnent de bons ajustements mais il y a alors toujours au moins une variable non significative dans ce type de spécification.

Les spécifications g4 et g5 utilisent uniquement des variables indépendantes comme variables explicatives (consommation privée à prix constants et le prix du diesel) et donnent de meilleurs résultats : les variables sont significatives (équation 5) et l'ajustement est de qualité satisfaisante (R<sup>2</sup> > 73% pour des spécifications en taux de croissance). Lorsque l'on teste le coefficient des mesures, celui-ci est estimé à 0,80, ce qui peut être considéré comme acceptable.

L'équation g5, utilisant un taux d'élasticité à la consommation de 1,016 et un taux d'élasticité au prix du diesel à -0,147 peut être considérée comme exploitable. Par rapport à l'équation « accises carburants » (équation e1, Tableau 40), le coefficient d'élasticité est plus faible (1,016 contre 1,15) et l'élasticité-prix est plus élevée en valeur absolue (0,147 contre 0,11). Ceci tient au fait que l'évolution de la consommation de tabac (principal poste des « autres ») freine la recette des accises.

## 5.7 *Conclusions intermédiaires*

Il était mentionné, dans la section 5.2 de cet article, que le caractère hétérogène des recettes d'accises pouvait inviter à une désagrégation plus poussée mais que cette désagrégation était à la fois une possibilité et un risque. Les diverses étapes des travaux de réestimation ont largement confirmé le risque. La désagrégation n'est pas utilisable car elle ne fournit pas de résultats valables pour les différentes composantes. Ceci est vrai tant pour ce qui concerne la désagrégation par produit – qui n'a été explorée que pour les huiles minérales – que pour la désagrégation en deux catégories. Au terme de ces travaux de réestimation, on dispose donc de deux équations utilisables

- une pour l'ensemble des recettes « accises et divers » : c'est l'équation g5 (Tableau 42)
- une pour les « accises carburants », c'est l'équation e1 (Tableau 40).

## 5.8 *Test ex post*

### 5.8.1 *Pour l'ensemble des accises*

**Tableau 43**  
**Comparaison prévisions et réalisations**  
**ensemble des accises**

Années	Recettes constatées	Recettes estimées ontvangsten		Ecart		Ecart en %	
		Ancienne méthode	Equation g5	Ancienne méthode	Equation g5	Ancienne méthode	Equation g5
1987	2.817	2.744	2.793	-74	-24	-2,62%	-0,85%
1988	2.879	2.864	2.931	-15	52	-0,51%	1,80%
1989	3.144	3.137	3.113	-7	-31	-0,22%	-1,00%
1990	3.487	3.653	3.629	165	142	4,74%	4,06%
1991	3.726	3.673	3.694	-54	-32	-1,44%	-0,87%
1992	4.124	4.067	4.091	-57	-33	-1,38%	-0,80%
1993	4.344	4.406	4.381	62	38	1,43%	0,87%
1994	4.752	4.713	4.770	-38	18	-0,81%	0,39%
1995	4.824	4.804	4.858	-20	33	-0,42%	0,69%
1996	5.058	5.066	5.041	9	-17	0,17%	-0,34%
1997	5.376	5.296	5.331	-79	-45	-1,48%	-0,83%
1998	5.582	5.332	5.474	-250	-108	-4,48%	-1,94%
1999	5.688	5.595	5.614	-93	-74	-1,63%	-1,30%
2000	5.806	5.786	5.690	-20	-116	-0,34%	-2,00%
2001	5.843	5.893	5.948	50	105	0,86%	1,80%
2002	6.048	5.791	5.835	-257	-213	-4,24%	-3,52%
2003	6.223	6.195	6.231	-29	8	-0,47%	0,12%
Somme sous-estimation				-992	-694	-1,24%	-0,87%
Somme surestimations				287	396	0,36%	0,50%
Somme des écarts				1.279	1.090		
Erreur moyenne				75	64	1,60%	1,37%
Ecart-type				101	84		

Le Tableau 43 compare les performances de l'ancienne et de la nouvelle méthodes (équation g5) en les comparant toutes deux aux recettes constatées sur la période 1987-2003. Comme il est de coutume pour ce genre de tests, ce sont les évolutions connues des variables dépendantes qui sont utilisées. Les mesures prises en compte sont les mêmes pour les deux équations testées de sorte que l'écart par rapport aux recettes constatées montre bien la performance de chacune des équations.

La nouvelle équation proposée est plus performante que l'ancienne : globalement, tant la somme des écarts que l'erreur moyenne sont moindres mais l'amélioration apportée est asymétrique : elle réduit les sous-estimations mais augmente quelque peu les surestimations. L'examen des résultats annuels montre que la nouvelle équation donne de meilleurs résultats pour 11 des 17 années de la période retenue.

### 5.8.2 Pour les « accises carburants »

Le Tableau 44 effectue le même exercice pour l'équation « e1 » relative aux « accises carburants », à la différence qu'il n'y a pas ici d'estimation correspondante dans l'ancienne méthode. Celle-ci a été retenue du fait que sa spécification en taux de croissance cadre mieux avec les autres équations retenues.

**Tableau 44**  
**Comparaison prévisions et réalisations**  
**Accises « carburants »**

Années	Recettes Constatées	Recettes estimées	Ecart, Millions €	Ecart, en %
1987	1.489	1.432	-57	-3,83%
1988	1.538	1.553	14	0,93%
1989	1.723	1.685	-38	-2,19%
1990	2.024	2.023	-1	-0,04%
1991	2.191	2.182	-9	-0,43%
1992	2.546	2.500	-47	-1,84%
1993	2.839	2.858	20	0,69%
1994	3.170	3.212	42	1,32%
1995	3.204	3.236	33	1,02%
1996	3.362	3.396	35	1,03%
1997	3.491	3.558	67	1,92%
1998	3.672	3.557	-115	-3,13%
1999	3.692	3.706	14	0,38%
2000	3.688	3.749	60	1,64%
2001	3.753	3.792	40	1,05%
2002	3.813	3.732	-81	-2,12%
2003	3.822	3.827	5	0,13%
Somme des sous-estimation			-347	-1,99%
Somme des surestimations			329	1,01%
Somme des écarts			676	
Erreur moyenne			40	1,35%
Ecart-type			51	
Millions €.				



L'erreur moyenne est très faible puisqu'elle n'atteint que 40 millions d'EUR ou 1,35% des recettes sur la période 1987-2003. L'estimation globale des accises donne une erreur d'estimation moyenne de 1,37% sur la même période, ce qui est très proche. Ceci montre bien l'intérêt qu'il y a à ne pas désagréger les recettes d'accises.

\*

\* \*

\*

*Les tests ex post confirment donc les deux pistes retenues dans les conclusions intermédiaire, à savoir*

- *pour l'ensemble des recettes « accises et divers », l'équation g5 (Tableau 42), qui met la croissance des recettes d'accise en relation avec la croissance de la consommation finale privée à prix constants et l'évolution des prix du diesel,*
- *subsidiairement, pour les « accises carburants », l'équation e1 (Tableau 40) qui a les mêmes variables explicatives.*

## 6 Conclusions générales

Les travaux dont il a été rendu compte dans cet article ont permis une mise à jour de la méthode d'estimation des recettes fiscales. Les raisons d'effectuer cette réestimation, qui étaient mentionnées au début de cet article, ont été largement confirmées : les réestimations des anciennes équations ont donné des résultats souvent médiocres, le cadre conceptuel sous-jacent a été souvent substantiellement modifié depuis la période sur laquelle les anciennes équations avaient été estimées et cela rejaillit sur la qualité de prévisions utilisant des équations basées sur un cadre conceptuel inadapté. Les équations retenues sont fondées sur un cadre conceptuel contemporain, elles sont de meilleures qualités et les tests ex post ont également confirmé la meilleure qualité des prévisions faites avec les nouvelles équations.

Les résultats ici obtenus sont donc meilleurs que ceux des anciennes spécifications. Ils ont donc été utilisés pour la prévision des recettes fiscales : c'est sur base de cette nouvelle méthode qu'ont été prévues, pour le budget 2006, les recettes fiscales pour l'impôt des personnes physiques, l'impôt des sociétés, les accises et la TVA. Pour ce dernier impôt, la méthode de prévision utilisée s'intègre en outre parfaitement avec le modèle de prévision à court terme élaboré par le Service d'Etudes et de documentation, ce qui offre une amélioration importante : la prévision des recettes et le suivi de leur évolution infra-annuelle peuvent être effectués par des méthodes basées sur un même cadre conceptuel.

Ces travaux de réestimation ne constituent nullement un ouvrage achevé. Il reste d'abord à examiner la méthode de prévision du précompte mobilier libératoire. De plus, toute méthode de prévision doit faire l'objet d'une réestimation périodique : les coefficients d'élasticité et les taux implicites obtenus ne sont pas immuables mais doivent être réestimés périodiquement, non seulement pour suivre les changements méthodologiques de la comptabilité nationale mais aussi pour intégrer les changements conceptuels des impôts concernés et les éventuelles modifications structurelles des bases taxables. Cela permet en outre de bénéficier de périodes d'observations plus longues. Ceci vaut particulièrement pour l'impôt des sociétés, où une récente révision méthodologique des comptes nationaux pourrait avoir des retombées sur la méthode ici présentée.

A défaut d'une réestimation périodique, l'amélioration apportée par ces travaux à l'estimation et la prévision de certaines recettes fiscales s'estomperait au fil des ans. Pour conserver l'efficacité accrue que donne cette nouvelle méthode, il est nécessaire de procéder à des réestimations régulières.

Le SED compte également poursuivre le développement des modèles de prévision à court terme, actuellement limités à la TVA, avec pour objectif de mieux intégrer la prévision budgétaire et le suivi des réalisations en cours d'année.

Bruxelles, le 22 février 2006

## Bibliographie

CONSEIL SUPERIEUR DES FINANCES, Section « Fiscalité et Parafiscalité » (1991), *Rapport sur certains aspects d'une réforme de l'impôt des sociétés*.

CONSEIL SUPERIEUR DES FINANCES, Section « Fiscalité et Parafiscalité » (1992), *Rapport sur l'élasticité des recettes*.

CONSEIL SUPERIEUR DES FINANCES, Section « Fiscalité et Parafiscalité » (2001), *La réforme de l'impôt des sociétés : le cadre, les enjeux et les scénarios possibles*, Avril 2001.

DE COSTER A., GERARD M. et VALENDUC C. (2002), *Recettes publiques et politique fiscale*, dans DE CALLATAY E. Editeur, *la fin du déficit budgétaire : analyse de l'évolution récente des finances publiques belges*, DE BOECK, Bruxelles.

LENOIR T., VALENDUC C. (2003), *Construction d'un modèle trimestriel des recettes et restitutions de TVA*, SPF Finances, Bulletin de Documentation, n° 4, juillet-août, pp. 133-193.

MEUNIER B. (1987), *Le coefficient d'élasticité macro-économique à l'épreuve des faits*, Communication à la journée d'étude organisée par l'Institut belge de Finances Publiques « Le budget de l'Etat belge 1988 ».

SAVAGE R. (2000), *Recettes publiques 1960-99 et déterminants : effets de structure et impulsions discrétionnaires de la politique fiscale*, Ministère des Finances, Bulletin de Documentation, n° 1, janvier, pp. 35-326.

STANDAERT I. et VALENDUC C (1999), *Le modèle de micro-simulation de l'impôt des personnes physiques : SIRe, Séminaire « Micro-simulation et politique fiscale »*. K U L.

VALENDUC C. (1999), *La réforme de l'impôt des sociétés*, Ministère des Finances, Bulletin de Documentation, n° 5, septembre-octobre pp. 147-208.

VALENDUC C. (2002), *La réforme de l'impôt des personnes physiques : ses effets sur l'imposition des salaires l'incitation à l'emploi et sur la distribution des revenus*, Ministère des Finances, Bulletin de Documentation, n° 3, mai-juin, pp. 145-204.

## Annexe 1

### IPP Impact des mesures

*Tableau A 1*

*Résultats par année budgétaire, pour l'ensemble des mesures discrétionnaires*

Année budgétaire	V.A	Pr. P	Rôles	Total
1990	-293,51	-60,73	-514,38	-868,62
1991	-49,38	-384,23	-480,12	-913,74
1992	-19,83	-476,97	328,43	-168,37
1993	115,02	182,20	-110,39	186,84
1994	-42,27	313,59	35,30	306,62
1995	-17,13	230,09	-206,37	6,59
1996	-12,39	492,64	-489,09	-8,85
1997	-20,20	266,09	-429,05	-183,17
1998	-7,61	175,78	-477,77	-309,59
1999	-30,89	26,55	-365,22	-369,56
2000	-24,10	-86,34	-403,74	-514,18
2001	-58,78	-748,94	-251,88	-1.059,60
2002	-54,40	-919,90	-420,50	-1.394,80
2003	-33,50	-1.388,20	-73,70	-1.495,40
Millions €				

**Tableau A 2**  
**Résultats par année budgétaire, indexation et autres mesures discrétionnaires**

Années	Incidences complémentaires			
	Ensemble des mesures	dont indexation	dont autres mesures	Rendement mini-indexation
1990	-869	-246,78	-622	
1991	-914	-415,1	-499	
1992	-168	-384,78	216	
1993	187	-19,66	206	193,25
1994	307	-58,87	365	261,29
1995	7	-160,73	167	329,24
1996	-9	-99,11	90	191,03
1997	-183	-99,68	-83	259,03
1998	-310	-93,85	-216	249,35
1999	-370	-316,39	-53	820,17
2000	-514	-299,28	-215	20,70
2001	-1.060	-491,3	-568	-15,42
2002	-1.395	-606,7	-788	-0,87
2003	-1.495	-877,2	-618	

Millions €

## Annexe 2

**Tableau A. 3**  
**Recettes d'impôt des sociétés**

Années	Total Isoc	Pr.1	Pr.M	V.A	Pr.M+VA	Rôles Isoc	Rôles INR
1985	2.698.356	13.238	835.485	1.926.108	2.761.593	-96.307	15.593
1986	3.058.838	12.643	1.055.387	2.362.748	3.418.134	-338.870	-37.407
1987	3.141.252	12.667	1.020.622	2.350.675	3.371.297	-253.099	5.503
1988	3.382.507	16.336	1.106.398	2.547.403	3.653.802	-293.382	892
1989	3.769.404	16.807	1.408.516	2.877.746	4.286.262	-530.170	-7.709
1990	3.405.859	16.485	1.254.936	2.735.183	3.990.119	-623.229	18.369
1991	3.478.670	28.904	1.141.803	2.859.898	4.001.701	-566.338	8.304
1992	3.048.367	32.796	720.745	2.901.891	3.622.637	-643.061	28.508
1993	3.952.414	30.466	989.244	3.112.774	4.102.018	-221.666	32.077
1994	4.646.789	37.457	1.024.321	3.731.715	4.756.036	-179.053	22.781
1995	5.476.637	42.340	1.046.656	4.374.949	5.421.605	-23.277	28.409
1996	5.847.387	39.415	1.002.804	4.747.781	5.750.584	44.175	5.255
1997	6.593.736	43.332	904.340	5.635.041	6.539.382	-7.933	11.849
1998	8.190.328	43.555	844.548	7.161.545	8.006.093	72.682	61.180
1999	7.713.777	14.576	692.069	6.859.883	7.551.952	162.494	-22.112
2000	8.144.430	10.885	699.865	7.268.146	7.968.012	144.101	17.152
2001	8.437.279	11.567	696.286	7.262.730	7.959.016	440.750	16.842
2002	8.261.282	16.333	670.377	6.738.962	7.409.339	806.516	-2.275
2003	8.115.092	14.625	652.405	6.695.136	7.347.541	754.584	-12.990

Milliers €

### Annexe 3

## Modélisation de la base de l'impôt des sociétés

**Tableau A. 4**  
*Estimation du résultat positif « 3ème opération »*

$\text{RESPOS3OPL} = b \text{ EBE} + c (\text{OLO} + \text{OLO}_{[t-1]} + \text{OLO}_{[t-2]} + \text{OLO}_{[t-3]} + \text{OLO}_{[t-4]}) / 5 + d \text{ RESPOS3OPL}_{[t-1]}$			
b =	0,291591	S <sub>b</sub> =	0,151463
c =	- 32.135,302560	S <sub>c</sub> =	21.121,555226
d =	0,713074	S <sub>d</sub> =	0,193181
R <sup>2</sup> =	0,951	DWH =	2,148

**Tableau A. 5**  
*Estimation de la base de la déduction pour RDT*

$\ln(\text{D4BL}) = a + b \ln(\text{IF}) + c \ln(\text{OLO} + \text{OLO}_{[t-1]} + \text{OLO}_{[t-2]} + \text{OLO}_{[t-3]} + \text{OLO}_{[t-4]}) / 5 + d \text{ T4}$			
a =	1,195408	S <sub>a</sub> =	0,485984
b =	0,392560	S <sub>b</sub> =	0,115086
c =	-1,277099	S <sub>c</sub> =	0,345923
d =	0,470179	S <sub>d</sub> =	0,095780
R <sup>2</sup> ajusté =	0,979	DW =	1,704 (D <sub>u</sub> = 1,71)

**Tableau A. 6**  
*Estimation des déductions de pertes antérieures*

$\text{D5L} = b \text{ RESPOS3OPL} + c \text{ RESPOS3OPL}_{[t-1]} + d \text{ SP} + e \text{ SP}_{[t-1]}$			
b =	0,165	S <sub>b</sub> =	0,030
c =	-0,104	S <sub>c</sub> =	0,031
d =	-0,073	S <sub>d</sub> =	0,036
e =	0,097	S <sub>e</sub> =	0,036
R <sup>2</sup> ajusté =	0,935	DW =	2,2348

**Tableau A. 7**  
**Estimation de la base de la déduction pour investissement**

$D6BL = b \text{ PEEBE}_{[t-1]} + c \text{ PECAP}_{[t-1]} + d (\text{OLO} + \text{OLO}_{[t-1]} + \text{OLO}_{[t-2]}) / 3 + e \text{ D6BL}_{[t-1]} + f \text{ D6BL}_{[t-1]}^2$					
b =	8,908	S <sub>b</sub> =	17,502	t <sub>b</sub> =	0,51
c =	96,184	S <sub>c</sub> =	20,160	t <sub>c</sub> =	4,77
d =	-125.737,364	S <sub>d</sub> =	12.730,427	t <sub>d</sub> =	-9,88
e =	-1,798	S <sub>e</sub> =	0,516	t <sub>e</sub> =	-3,48
f =	0,000161	S <sub>f</sub> =	0,000029	t <sub>f</sub> =	5,48
R <sup>2</sup> ajusté = 0,971		DWH = 2,602			

La base taxable nette s'obtient comme suit

$$\text{BTN} = \text{RESPOS3OPL} + \text{MESRESPOS} - \text{X4 D4BL} + \text{MESD4} - \text{D5L} + \text{MESD5} - \text{X6 D6BL} + \text{MESD6}$$



### *Liste des variables*

<u>Nom</u>	<u>Définition</u>
D4BL	Base des RDT&RME à législation constante
D5L	Perte antérieure déduite du résultat
D6BL	Investissements pris en compte pour la déduction pour investissements
EBE	Excédent brut d'exploitation
MESD4	Mesure sur la base de déduction des RDT
MESD5	Mesure sur les déductions de pertes antérieures
MESD6	Mesure sur la base de la déduction pour investissement
MESRESPOS	Montant global de l'incidence complémentaire des mesures ayant affecté le résultat positif "3e opération"
OLO	Taux annuel moyen des obligations à long terme
PECAP	Capital social des entreprises ayant un chiffre d'affaire réel ou extrapolé inférieur à 7 millions d'Euros
PEEBE	Excédent brut d'exploitation des entreprises ayant un chiffre d'affaire réel ou extrapolé inférieur à 7 millions d'Euros
RESPOS3OPL	Résultat de la première opération dont positif et dont les dividendes immunisés, les bénéfices exonérés par convention et les centres de coordination ont été retirés
SP	Stock de perte en fin d'exercice d'imposition
T4	dummy variable
X4	Taux moyen de déduction des RDT
X6	Taux moyen de déduction pour investissement
IF	Immobilisations financières

## Annexe 4 Mesures – impôt des sociétés

*Tableau A. 8  
Mesures discrétionnaires impôt des sociétés*

Années budgétaires	Série initiale (MES)	Série modifiée (MESB)
1988	-32,3	-22,2
1989	616,0	616,0
1990	-38,1	224,8
1991	-144,9	157,5
1992	31,1	154,1
1993	690,3	883,5
1994	689,6	396,4
1995	22,1	134,9
1996	-141,4	-83,1
1997	21,6	22,1
1998	64,5	7,3
1999	68,1	2,1
2000	-305,8	16,4
2001	-178,4	10,0
2002	-74,5	5,5
2003	0,0	0,0

Les estimations utilisent ces séries de mesures en cumulé.

## Annexe 5

### TVA - Incidences des mesures et recettes à législation constante

*Tableau A. 9*

*TVA - Calcul des recettes à législation constante 1990-2002*

Années	Recettes réalisées	Incidence complémentaire des mesures fiscales	Glissements et facteurs techniques	Recettes à législation constante (année courante)	Recettes à législation constante (base 1989)	Mesures et glissements complémentaires
1990	11.387,92	0,00	0,00	11.387,92	11.387,92	0,00
1991	11.820,86	0,00	0,00	11.820,86	11.820,86	0,00
1992	12.201,20	0,00	0,00	12.201,20	12.201,20	0,00
1993	12.477,59	5,26	0,00	12.472,33	12.472,33	-5,26
1994	13.568,24	-147,79	0,00	13.716,03	13.710,25	147,79
1995	13.630,19	79,03	166,09	13.717,25	13.860,82	87,06
1996	14.274,65	26,33	81,80	14.330,12	14.572,59	55,47
1997	14.912,70	26,03	-37,18	14.849,49	15.159,43	-63,21
1998	15.583,39	-26,03	-27,27	15.582,15	15.839,95	-1,24
1999	16.773,18	0,00	-79,03	16.694,15	16.969,00	-79,03
2000	18.100,89	0,00	0,00	18.100,89	18.312,21	0,00
2001	17.940,12	0,00	0,00	17.940,12	19.149,57	0,00
2002	18.460,28	0,00	168,50	18.628,78	18.846,27	168,50

Millions €

**Annexe 6**  
**carburants – série en volume**

*Tableau A. 10*  
*Carburants – séries en volume*

Années	En millions hl				En % du total		
	Essence sans plomb	Essence au plomb	Diesel	Total	Essence sans plomb	Essence au plomb	Diesel
1985	0	35.666.784	25.621.762	61.288.546	0,00%	58,19%	41,81%
1986	0	37.150.956	28.422.364	65.573.320	0,00%	56,66%	43,34%
1987	0	39.404.635	31.386.337	70.790.972	0,00%	55,66%	44,34%
1988	0	39.753.625	33.617.429	73.371.054	0,00%	54,18%	45,82%
1989	5.194.731	33.407.704	35.039.290	73.641.725	7,05%	45,37%	47,58%
1990	8.915.862	28.592.406	36.189.328	73.697.596	12,10%	38,80%	49,11%
1991	12.752.039	25.067.439	36.386.215	74.205.693	17,18%	33,78%	49,03%
1992	16.693.444	21.421.365	38.188.176	76.302.985	21,88%	28,07%	50,05%
1993	21.049.223	17.201.590	39.826.364	78.077.177	26,96%	22,03%	51,01%
1994	23.962.314	13.831.213	42.315.411	80.108.938	29,91%	17,27%	52,82%
1995	25.562.376	11.904.366	45.193.622	82.660.364	30,92%	14,40%	54,67%
1996	26.696.221	9.803.798	47.497.366	83.997.385	31,78%	11,67%	56,55%
1997	26.908.506	7.683.806	50.917.436	85.509.748	31,47%	8,99%	59,55%
1998	27.619.039	6.204.624	55.899.604	89.723.267	30,78%	6,92%	62,30%
1999	31.283.587	1.578.909	59.141.480	92.003.976	34,00%	1,72%	64,28%
2000	31.134.171	56.801	63.402.585	94.593.557	32,91%	0,06%	67,03%
2001	29.463.418	57.666	66.272.247	95.793.331	30,76%	0,06%	69,18%
2002	28.918.034	46.946	68.991.464	97.956.444	29,52%	0,05%	70,43%
2003	28.632.955	55.658	74.070.004	102.758.617	27,86%	0,05%	72,08%

**Annexe 7**  
**Estimation des accises - liste des variables**

<b>grt(X)</b>	taux de croissance de x
<b>X[-1]</b>	variable $X_{t-1}$
<b>XC</b>	X à législation Constante
<b>X00</b>	variable X à prix constants (prix de 2000)

<b><i>I. VARIABLES A EXPLIQUER</i></b>	
<b>ACTOTC</b>	accises totales à législation constante
<b>DIES</b>	volumes consommés de diesel
<b>ESSP</b>	volumes consommés d'essence sans plomb
<b>ESP</b>	volumes consommés d'essence au plomb
<b>ESSENCE</b>	volumes consommés d'essence (au plomb et sans plomb)
<b>ACCARC</b>	recettes d'accises sur les carburants à législation constante (accises+cotisation énergie et redevance de contrôle)
<b>ACCAR</b>	recettes d'accises sur les carburants à législation courante (accises+cotisation énergie et redevance de contrôle)
<b>ACC</b>	accises totales

**2. VARIABLES EXPLICATIVES**

<b>CVB</b>	consommation finale privée à prix courants
<b>CVB00</b>	consommation finale privée à prix constants
<b>INTPIB</b>	intensité énergétique du PIB en Belgique (consommation intérieure brute d'énergie/ PIB à prix constants)
<b>MESCARGB</b>	indicateur des incidences des mesures fiscales concernant les accises sur le carburant pour une utilisation dans les spécifications en taux de croissance (= taux de croissance des recettes à législation courante – taux de croissance des recettes à législation constante)
<b>MESCUM</b>	incidences des mesures fiscales concernant les accises sur le carburant (par définition = recettes à législation courante-recettes à législation constante)
<b>PDIBEL</b>	prix moyens du diesel en Belgique
<b>PDIVOIS</b>	prix moyens du diesel chez nos principaux voisins (France, Allemagne, Pays-Bas)
<b>PESBEL</b>	prix moyens de l'essence en Belgique, <b>essence sans plomb</b>
<b>PESBM</b>	prix moyens de l'essence en Belgique, <b>moyenne pondérée de l'essence au plomb et sans plomb</b>
<b>PESPB</b>	prix moyens de l'essence en Belgique, <b>essence au plomb</b>
<b>PIB00</b>	PIB à prix constants
<b>RDMEN00</b>	revenu disponible net (hors amortissements) des ménages à prix constants
<b>RDMEN</b>	