

**Direction des Études et Synthèses Économiques**

**G 2015 / 08**

**Élasticités des recettes fiscales au cycle économique :  
étude de trois impôts sur la période 1979-2013  
en France**

**Quentin LAFFÉTER et Mathilde PAK**

**Document de travail**



**Institut National de la Statistique et des Études Économiques**

# INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail  
de la Direction des Études et Synthèses Économiques*

**G 2015 / 08**

## **Élasticités des recettes fiscales au cycle économique : étude de trois impôts sur la période 1979-2013 en France**

**Quentin LAFFÉTER et Mathilde PAK\***

MAI 2015

Les auteurs remercient José BARDAJI, Éric DUBOIS, Corinne PROST pour leur aide. Ils remercient également Yvan GUILLEMETTE pour avoir discuté une version antérieure de l'article, ainsi que Marie CHANCHOLE, Antoine DERUENNES et Clément SCHAFF pour leurs remarques sur une version intermédiaire. Enfin, ils remercient Matthieu LEQUIEN et Georges WELL qui ont entamé l'étude en rassemblant les premiers documents budgétaires et en menant une première exploration. Les séries reconstituées de mesures nouvelles et des recettes spontanées hors mesures nouvelles sont disponibles sur simple demande à l'adresse [dg75-g201@insee.fr](mailto:dg75-g201@insee.fr).

---

\* Département des Études Économiques - Division « Études Macroéconomiques » Timbre G220 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF CEDEX

## **Élasticités des recettes fiscales au cycle économique : étude de trois impôts sur la période 1979-2013 en France**

### **Résumé**

Les recettes fiscales ont parfois assez fortement surpris en France, aussi bien à la hausse, avec l'épisode de la « cagnotte » de 1999, qu'à la baisse, avec des rentrées fiscales inférieures à celles escomptées en 2009 et plus récemment en 2013. L'objectif de cette étude est de documenter sur la période 1979-2013 la réaction au cycle économique des trois principaux impôts d'État en France : l'impôt sur le revenu (IR), la taxe sur la valeur ajoutée (TVA) et l'impôt sur les sociétés (IS).

Dans un premier temps, il est nécessaire de neutraliser l'impact des mesures discrétionnaires, qui conditionnent une part de l'évolution des impôts. Dans un deuxième temps, un travail d'estimation des élasticités des recettes fiscales a été mené sur ces séries « à législation constante ». Partant d'un modèle simple d'estimation de l'élasticité contemporaine de chaque recette au PIB, des spécifications plus complexes inspirées de la littérature sont ensuite testées pour prendre en compte la sensibilité à l'environnement économique.

Selon nos résultats, l'élasticité des recettes d'IR au cycle économique est proche de l'unité lorsque les mesures de revalorisation du barème sont considérées comme suffisamment systématiques et non pas comme des mesures nouvelles. Les recettes de TVA auraient un comportement relativement proche, avec une réaction contemporaine presque unitaire à l'activité. Cette réaction est toutefois un peu plus forte si elle provient d'un choc sur les volumes que sur les prix. L'IS est un impôt assis sur les revenus de l'année précédente, mais réagit fortement à un choc contemporain et jouerait en ce sens un rôle de stabilisateur. Il est également sensible à une évolution du prix des actifs.

**Mots-clés** : impôt sur le revenu, impôt sur les sociétés, TVA, mesures fiscales discrétionnaires, évolution spontanée, élasticités fiscales

## **Tax elasticity to business cycle: an overview of three taxes from 1979 to 2013 in France**

### **Abstract**

Taxes in France have not always increased as anticipated, since tax revenue was sometimes higher than expected, for instance during the “jackpot” episode in 1999, or lower than expected, in 2009 and more recently in 2013. The purpose of this study is to examine the sensitivity of the three main State taxes in France to the business cycle over the 1979-2013 period: the personal income tax (PIT), the value added tax (VAT), and the corporate income tax (CIT).

First these taxes need to be corrected for the effects of discretionary measures, which partly influence how taxes grow. Second, the elasticities of these taxes, broadly measured under an unchanged tax system, are estimated. Starting with a simple model to estimate the instantaneous elasticity of each tax to GDP, more complex specifications relying on the existing literature are then tested, in order to acknowledge sensitivity of each tax to the economic environment.

According to our results, PIT revenues instantaneous elasticity to an activity shock is almost equal to one if annual inflation adjustments are considered as automatic rather than discretionary. VAT revenues behave almost in a similar way. However this response to activity is slightly stronger when stemming from a shock on volume rather than a shock on price. The CIT is a tax based on the previous year, but it is very sensitive to instantaneous shock, thus acting as a stabilizer. It is also sensitive to asset prices.

**Keywords:** personal income tax, corporate income tax, VAT, discretionary measures, endogenous growth of tax receipts, tax elasticities

**Classification JEL** : H24, H25, H31, H32

## Sommaire

<b>Introduction</b>	<b>5</b>
<b>I - L'élasticité des recettes fiscales au cycle : déterminants et ordres de grandeur</b>	<b>8</b>
<b>II - Constitution des recettes fiscales corrigées des mesures nouvelles à partir de documents budgétaires</b>	<b>13</b>
<i>II.1 Recours à de nombreuses sources pour construire les données</i>	<i>13</i>
<i>II.2 Construction des séries longues de « recette totale » brute         pour l'IR, l'IS et la TVA</i>	<i>14</i>
<i>II.3 Construction des séries longues de « mesures nouvelles »</i>	<i>15</i>
<i>II.4 1979-2013 : Trente-cinq ans de mesures nouvelles</i>	<i>16</i>
<b>III - Une même démarche pour estimer les élasticité des trois impôts</b>	<b>20</b>
<i>III.1 D'une modélisation simple à une spécification enrichie</i>	<i>20</i>
<i>III.2 Évaluer la performance des modèles</i>	<i>21</i>
<b>IV - Des élasticité différentes selon l'impôt et les spécifications</b>	<b>23</b>
<i>IV.1 Gain de la correction des mesures nouvelles sur l'estimation         des élasticité</i>	<i>23</i>
<i>IV.2 L'impôt sur le revenu</i>	<i>27</i>
<i>IV.3 La taxe sur la valeur ajoutée</i>	<i>30</i>
<i>IV.4 L'impôt sur les sociétés</i>	<i>34</i>
<i>IV.5 Étude des corrélations entre écarts d'ajustement statistique</i>	<i>38</i>
<b>Conclusion</b>	<b>40</b>
<b>Bibliographie</b>	<b>41</b>
<b>Annexe A. Élasticité d'un impôt sur le revenu selon le type d'indexation du barème et la progressivité</b>	<b>42</b>
<b>Annexe B. Sources budgétaires utilisées pour construire les séries de mesures nouvelles</b>	<b>45</b>



## Introduction

En mai 2014, le rapport « Le Budget de l'État en 2013 » de la Cour des Comptes souligne que le déficit du budget de l'État en 2013 est supérieur de 12,6 Mds€ à celui voté en Loi de Finances initiale (LFI) le 30 décembre 2012. Alors que les dépenses de l'État ont été maîtrisées et que la charge de la dette a été moins lourde que prévu, ce rapport indique que ce sont les recettes fiscales qui se sont avérées moins importantes qu'attendu. Les principaux prélèvements d'État ont rapporté moins de recettes que ne le prévoyait la LFI. Au total, les recettes ont été surestimées de près d'1 point de PIB (cf. tableau 1). L'ampleur de cette erreur de prévision a déjà été rencontrée par le passé mais en sens inverse, avec notamment une sous-estimation des recettes en 1999, épisode budgétaire qualifié alors de « cagnotte ».

**Tableau 1 : Montant de recettes brutes exécutées et prévues pour l'IR, l'IS et la TVA en 1999 et 2013**

		Prévisions LFI (VMT1, en Md€)	Exécution (PLR, en Md€)	Écart (en Md€), (en % PIB)		Part dans les recettes fiscales brutes
1999 (recettes fiscales = 288,8 Md€)	IR brut	48,1	50,9	2,7	0,2	17,6 %
	IS brut	35,4	43,9	8,4	0,6	15,2 %
	TVA brute	126,7	128,3	1,6	0,1	44,4 %
	<b>Total</b>	<b>210,2</b>	<b>223,0</b>	<b>12,7</b>	<b>0,9</b>	<b>77,2 %</b>
2013 (recettes fiscales = 370,2 Md€)	IR brut	77,9	72,5	-5,4	-0,3	19,6 %
	IS brut	67,9	60,6	-7,3	-0,3	16,4 %
	TVA brute	195,9	185,5	-10,4	-0,5	50,1 %
	<b>Total</b>	<b>341,7</b>	<b>318,6</b>	<b>-23,1</b>	<b>-1,1</b>	<b>86,1 %</b>

Sources : *Voies et Moyens (Tome 1) 2013, Tableau Évolution des recettes du budget général ; Projet de loi de règlement 2013, Tableau Développement par ligne de recettes.*

Sur la période 1979-2013, les écarts entre les recettes exécutées et prévues peuvent être importants (cf. Graphique 1) et apparaissent liés à la croissance économique. Au-delà d'un niveau de 2 % de croissance réelle, les surprises sont généralement bonnes et en deçà elles sont mauvaises<sup>1</sup>. Pour autant, les erreurs de prévision sur les recettes ne résultent pas uniquement d'erreurs de prévision sur la croissance économique<sup>2</sup>. Les erreurs peuvent tout aussi bien traduire une réorientation des politiques économiques dans le cadre de l'adoption de lois de finances rectificatives (LFR) contenant des mesures discrétionnaires ou une réaction inattendue des recettes à l'activité.

Les élasticité des recettes à l'activité mesurent de combien varient les recettes lorsque l'activité connaît une évolution de 1 %. Cette mesure s'avère variable dans le temps. Or, une bonne connaissance de l'élasticité des recettes à l'activité est primordiale et présente un intérêt double. D'abord, elles peuvent aider à prévoir les recettes fiscales dans le cadre de la préparation du budget de l'État. Ensuite, elles sont utilisées pour ajuster le solde budgétaire par rapport au cycle, notamment dans le cadre des engagements communautaires européens qui font du solde structurel un indicateur phare de la politique économique de ses États membres.

L'objectif de cette étude est donc d'estimer les élasticité à l'activité des trois principaux impôts d'État en France sur la période 1979-2013 : la taxe sur la valeur ajoutée (TVA), l'impôt sur le revenu (IR) et l'impôt sur les sociétés (IS). Bruts des remboursements et dégrèvements, ils représentaient 86 % des recettes fiscales brutes de l'État en 2013<sup>3</sup> (la

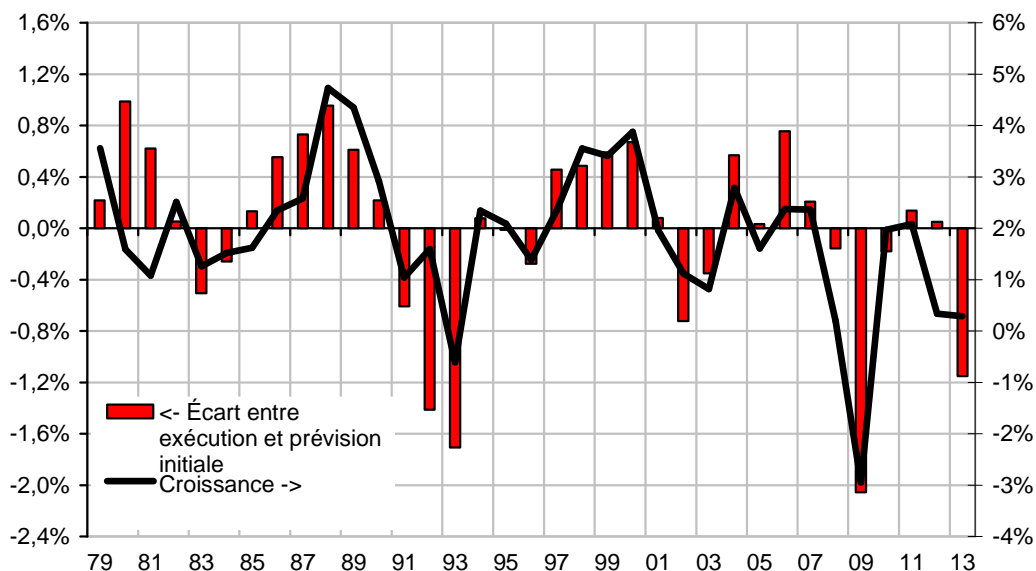
<sup>1</sup> Une approche économétrique permet de déterminer la valeur seuil de 1,9 % de croissance en volume à partir de laquelle les erreurs de prévisions deviennent positives.

<sup>2</sup> Les erreurs de prévision de croissance du PIB en volume et de l'inflation n'expliquent que 60 % de la variance des erreurs de prévision de recettes (exprimées en % du PIB).

<sup>3</sup> Les recettes manquantes sont la TICPE, les droits de douane et autres prélèvements de moindre importance. Par ailleurs, d'autres prélèvements importants comme les cotisations sociales et la CSG-CRDS sont hors du champ des lois de finances car elles sont affectées au financement de la Sécurité sociale.

TVA à elle seule constitue la moitié de ces recettes). Au préalable, il est toutefois nécessaire de tenir compte des changements de taux et/ou d'assiette des impôts suite aux différents textes de lois. En effet, ces changements, qui relèvent de décisions ponctuelles de l'État, modifient mécaniquement le comportement usuel des recettes à l'activité et doivent donc faire l'objet d'une correction.

**Graphique 1 : Différence entre l'exécution des recettes fiscales brutes et leur prévision 1979 - 2013 (en % du PIB)**



Sources : Résultats généraux du Projet de loi de règlement, années 1979-2013.

Dans une première étape, la composante discrétionnaire de l'IR, de l'IS et de la TVA est neutralisée en suivant la démarche de la Commission européenne (Barrios et Fagnoli, 2010 ; Princen et al., 2013). Cette démarche consiste à corriger les séries de recettes sur la base des mesures discrétionnaires entrées en vigueur chaque année. Dans le cadre de son groupe de travail sur l'output gap (OGWG), la Commission collecte des informations sur ces mesures auprès des États membres, généralement auprès de leur ministère des finances. Mais leurs données pour la France ne remontent pas en deçà de 2001. Dans la mesure où il n'existe pas de données disponibles sur les séries de mesures discrétionnaires en France sur longue période, les documents budgétaires disponibles depuis la fin des années 1970 ont été exploités pour constituer une série de recettes brutes et de mesures discrétionnaires par impôt étudié. La source principale de ces séries est le tome 1 des Voies et Moyens<sup>4</sup>, complété par les LFI, les LFR et les minutes des débats parlementaires. Le montant de ces mesures discrétionnaires, estimé *ex ante*, sert à constituer une série de recettes fiscales corrigées de leur composante discrétionnaire.

Dans une deuxième étape, les élasticités des trois impôts sont estimées à partir de différentes modélisations économétriques s'appuyant sur la littérature existante. La démarche de cette étude consiste à parvenir à des modèles parcimonieux mais permettant de rendre compte de la sensibilité des recettes à l'environnement économique. Partant d'un modèle simple identifiant l'élasticité de court terme de la recette au PIB, la spécification est ensuite raffinée, afin de répondre aux interrogations suivantes. L'élasticité d'un impôt évolue-t-elle au cours du temps, sous l'effet de réformes fiscales par exemple ? Suit-elle une dynamique de court terme différente de celle de long terme ? Dépend-elle de la position cyclique de l'économie ? de la conjoncture économique ? Peut-on évaluer un impact comportemental des mesures nouvelles ? En raison d'effets de composition, l'assiette de l'impôt évolue-t-elle différemment du PIB ?

<sup>4</sup> La version électronique est disponible sur Internet à partir de 2000. Les années antérieures sont uniquement disponibles en version papier.

Le reste de cette étude est organisé comme suit : une première partie présente les déterminants théoriques et les valeurs usuelles des élasticités rencontrés dans la littérature. Dans une deuxième partie, le processus de constitution des données est décrit précisément. La troisième partie présente la démarche d'estimation retenue, et la quatrième partie discute les résultats économétriques obtenus. Une section finale conclut.



## I - L'élasticité des recettes fiscales au cycle : déterminants et ordres de grandeur

L'élasticité des recettes fiscales à l'activité économique a fait l'objet de nombreux travaux, émanant principalement des institutions internationales. Ceux-ci mettent en valeur les réactions spécifiques des différents impôts au cycle économique. Ces travaux sont difficiles à comparer, car le concept d'élasticité retenu ou la méthode d'estimation employée peuvent différer entre eux. Les résultats des travaux empiriques récents sont présentés, ainsi que les déterminants théoriques en jeu.

*Quelle référence retenir pour l'activité ?*

Proposer une élasticité des recettes à l'activité revient à estimer une forme réduite d'élasticité, qui agrège implicitement deux éléments distincts : l'élasticité de la recette à l'assiette taxable, combinée à celle de l'assiette à l'activité.

Les élasticités de la littérature sont exprimées en fonction de l'activité, mesurée par le PIB (Belinga et al., 2014), l'output gap (Sancak et al., 2010 ; Girouard et André, 2005 ; Price et al., 2014) ou l'assiette taxable (Wolswijk, 2007).

- L'output gap est un indicateur d'activité usuellement utilisé par l'OCDE et la Commission européenne pour exprimer les élasticités de recettes fiscales et calculer un solde budgétaire structurel. La difficulté à utiliser cet indicateur d'activité est que l'output gap est connu avec incertitude (Lequien et Montaut, 2014).
- L'utilisation directe du PIB nominal comme mesure de l'activité a plusieurs avantages. Utiliser cette mesure de l'activité a l'avantage de la simplicité et d'une plus grande stabilité. Elle permet en outre de comparer les élasticités de différentes taxes entre elles. En revanche, elle ne permet pas de contrôler certains effets de structure dans l'économie.
- Retenir l'assiette fiscale sur laquelle les recettes sont assises est une approche également fructueuse qui contrôle davantage les effets de composition éventuels, mais qui se heurte à la difficulté de construire des assiettes pertinentes et précises, notamment pour l'IS. De plus, cette définition de l'élasticité ne permet pas de comparer les différentes élasticités entre elles dans la mesure où toutes les assiettes ne répondent pas de manière identique à un choc d'activité.

En conséquence, cette étude se concentre d'abord sur les élasticités des recettes fiscales au PIB, avant de s'intéresser à l'élasticité des mêmes recettes à leur assiette.

*Une élasticité unitaire des impôts à l'activité...*

Sur le long terme, les recettes fiscales dans leur ensemble sont supposées progresser au même rythme que l'activité. Cette élasticité unitaire des recettes fiscales à l'activité devrait ainsi se traduire par la stabilité du taux de prélèvements obligatoires au cours du temps en l'absence de mesures. Ce résultat général est avant tout théorique mais il est illustré par une littérature empirique illustrant ce fait stylisé. Belinga et al. (2014) estiment l'élasticité des recettes fiscales à l'activité pour un panel de 34 pays de l'OCDE sur la période 1965-2012. Ils obtiennent une élasticité moyenne de 1,03 et médiane de 1,05. Toutefois, dans un nombre important de pays - dont la France - les recettes fiscales surréagissent à l'activité : les élasticités sont significativement supérieures à 1.

En outre, cette relation unitaire de long terme peut évoluer en fonction de la structure de l'économie ou des réformes fiscales. Belinga et al. (2014) montrent qu'avant 1989, l'élasticité de long terme était légèrement plus élevée (1,09 pour leur panel sur la période 1965-1988, contre 1,02 sur 1989-2012). Ce phénomène peut refléter selon eux un mouvement global de

réforme des systèmes fiscaux vers moins de progressivité, ou bien une reconfiguration du système fiscal des impôts directs vers les impôts indirects moins progressifs.

*... avec des différences propres à leurs caractéristiques*

Si le système fiscal dans son ensemble a une élasticité à l'activité proche de l'unité, les différents impôts ont une sensibilité spécifique qui peut s'écarter de cette valeur de référence unitaire. Une maquette simple, présentée en annexe A, illustre certaines propriétés notamment dans le cas de l'impôt sur le revenu :

- Le cas de référence est une taxe parfaitement proportionnelle levée sur l'ensemble des revenus des contribuables. Dans cette configuration, l'élasticité de la recette à un choc de revenu demeure unitaire. La TVA, qui est un prélèvement globalement proportionnel à l'activité - elle porte sur l'ensemble de la valeur ajoutée - est donc susceptible d'avoir une élasticité à l'activité proche de 1. Toutefois, la TVA peut surréagir à l'activité si les biens de luxe, dont l'élasticité-revenu est supérieure à 1, sont taxés à un taux supérieur à celui des biens de première nécessité, dont la demande est moins élastique. Cette configuration est en pratique celle qui prévaut dans la majorité des pays.
- Pour un impôt comme l'IR, à barème fixé, la progressivité de l'impôt conduit à une élasticité supérieure à 1 : une hausse de revenu identique à tous les niveaux conduit à une hausse plus importante des recettes. Néanmoins, si le barème fait l'objet d'une indexation, l'élasticité dépend de cette dernière. Dans le cas d'une indexation sur la croissance du revenu imposable, la progressivité est neutralisée et l'élasticité est unitaire. Dans le cas d'une revalorisation moins dynamique que la croissance du revenu, l'élasticité reste supérieure à 1.
- Pour un impôt comme l'IS dont la structure de taux est légèrement progressive, l'élasticité pourrait également avoir une valeur supérieure à l'unité. À l'inverse, un prélèvement plafonné à partir d'un certain seuil, comme c'est le cas de certaines cotisations sociales, tend à avoir une élasticité inférieure à l'unité.

#### *Différence entre le court terme et le long terme*

L'élasticité de long terme des recettes fiscales à l'activité se définit comme l'impact définitif engendré par une variation de 1 % de l'activité. À court terme, la réponse des recettes fiscales à l'activité peut toutefois dévier de cette valeur, essentiellement pour deux raisons. D'abord, l'assiette peut réagir avec une certaine inertie à l'activité. Ensuite, il peut exister des comportements d'optimisation ou des dispositifs propres à certains impôts (possibilité de report des déficits ou des crédits d'impôt par exemple) conduisant à lisser l'incorporation du choc d'activité dans la recette fiscale.

Pour la distinguer de l'élasticité de long terme, on définit l'élasticité de court terme des recettes fiscales comme la réponse contemporaine de celles-ci à un choc d'activité<sup>5</sup>.

Les propriétés de court terme des élasticité dépendent souvent de l'assiette sur laquelle l'impôt est calculé. En effet, l'élasticité d'une recette au PIB est le produit entre l'élasticité à son assiette fiscale et l'élasticité de cette assiette fiscale au PIB. L'élasticité de court terme au PIB peut donc différer de l'élasticité de long terme à cause de la réaction de son assiette à un choc d'activité. L'élasticité-PIB d'un impôt assis sur une assiette plus volatile que le PIB sera plus importante à court terme qu'à long terme. Par exemple, le taux de marge en France s'ajuste plus rapidement que la masse salariale à court terme. Ainsi, l'élasticité-PIB

---

<sup>5</sup> Cette valeur renseigne aussi sur la propriété de stabilisateur automatique de l'impôt. Si l'élasticité de court terme est supérieure à l'unité, l'impôt agit comme un stabilisateur automatique fort. En effet, en présence d'un choc négatif d'activité, les recettes tendront à diminuer d'autant plus fortement, soutenant ainsi le revenu des ménages ou le bilan des entreprises.

de l'impôt sur les sociétés est susceptible d'avoir une valeur de court terme supérieure à sa valeur de long terme. Lorsque le choc est progressivement absorbé par l'économie, le partage de la valeur ajoutée converge vers son niveau d'équilibre et l'élasticité-PIB de l'IS également.

L'incorporation progressive des chocs dans l'économie plaide également pour distinguer les réactions de recettes fiscales à court et long terme. Les comportements d'agents sont susceptibles de s'ajuster avec un décalage. Outre les effets retards dus au décalage temporel entre le paiement d'un impôt et l'assiette sur laquelle il est calculé, des agents financièrement contraints peuvent par exemple demander un étalement du paiement de leur IR ou de leur IS en cas de mauvaise santé financière. Les spécifications proposées doivent permettre de contrôler ces effets de trésorerie ou de paiement décalé, qui peuvent être amplifiés par l'utilisation des recettes budgétaires, lesquelles sont mesurées en comptabilité de caisse. À court terme, l'élasticité estimée traduit aussi ces effets de décalage comptable alors qu'à long terme, ils sont neutres. Les spécifications de modèles à correction d'erreur, utilisées par Wolswijk (2007) ou Price et al. (2014), sont alors particulièrement adaptées.

La distinction de court et de long terme permet en outre d'introduire des asymétries entre plusieurs états de l'économie, lors desquels les agents ne réagiraient pas de la même manière. Wolswijk (2007) met en évidence de tels phénomènes pour l'IS aux Pays-Bas. Les recettes d'IS y sont beaucoup moins élastiques lorsque l'économie est en phase basse car les entreprises ont alors la possibilité de reporter en avant ou en arrière leur déficit. À l'inverse, si l'économie est en phase haute, les entreprises font davantage de profits, ce qui réduit la possibilité de reporter des déficits.

#### *Les effets de structure*

Au-delà de la croissance agrégée de l'économie mesurée par la croissance du PIB, certains changements structurels sont de nature à modifier les élasticités. Une hausse de la part du capital dans la valeur ajoutée tendrait à augmenter l'assiette fiscale de l'IS et se traduirait par une élasticité de l'IS au PIB plus forte, tandis que celle des cotisations sociales diminuerait par symétrie. L'effet à en attendre sur l'IR est indéterminé car en France certains revenus du capital sont inclus dans son assiette<sup>6</sup>. Le type de modèle de croissance économique joue également : si celle-ci est tirée par les exportations, l'assiette taxable de la TVA n'augmentera pas aussi vite que le PIB. Enfin, un différentiel de croissance entre contribuables riches et pauvres module l'élasticité des impôts progressifs comme l'IR : l'accroissement des inégalités tire à la hausse l'élasticité des impôts progressifs (Princen et al., 2013 ; Sancak et al. 2010).

#### *Quelle recette considérer pour calculer l'élasticité ?*

Les recettes d'un impôt sont constituées de deux composantes. La première est spontanée : à législation constante, elle évolue en réponse directe à l'environnement économique. La seconde est discrétionnaire (Duchêne et Lévy, 2003) ; il s'agit des mesures nouvelles décidées année après année. Ne pas contrôler l'existence de la composante discrétionnaire tend à biaiser l'estimation des élasticités, comme soulignent Barrios et Fagnoli (2010), Wolswijk (2007) et Princen et al. (2013). Celles-ci dépendent par définition d'un choix politique. Elles peuvent donc être pro-, a- ou contracycliques, sans lien stable avec l'environnement économique. Afin de corriger les séries de recettes de manière à neutraliser les mesures nouvelles, plusieurs stratégies sont envisageables.

- La première, utilisée par Sancak et al. (2010) et Price et al. (2014), consiste à ajouter dans l'estimation d'élasticité une variable - souvent un taux d'imposition jugé représentatif - servant de proxy pour contrôler les changements de législation.

---

<sup>6</sup> La part de revenus salariaux dans l'assiette de l'IR est plus importante que celle des revenus du capital. Mais, ces derniers sont plus volatiles et contribuent donc de manière non négligeable aux variations de l'assiette de l'IR (voir Price et al., 2014).

- Une deuxième méthode consiste à corriger directement les recettes à partir des montants des mesures discrétionnaires. Une manière simpliste de le faire serait de soustraire ces mesures contemporaines à la recette totale. Mais celle-ci ne permet pas de corriger efficacement la série, car la dynamique « spontanée » des mesures discrétionnaires passées n'est pas corrigée. Une approche différente, privilégiée par Barrios et Fagnoli (2010) ou Wolswijk (2007), consiste à corriger la croissance des recettes brutes ( $R_t$ ) par les mesures discrétionnaires ( $MN_t$ ). Cette méthode dite d'« ajustement proportionnel » consiste à créer une série de recette corrigée (ES) correspondant à l'évolution spontanée des recettes et qui évolue selon le taux de croissance suivant :

$$\frac{ES_{t+1}}{ES_t} = \frac{R_{t+1} - MN_{t+1}}{R_t} \text{ pour tout } t \quad (1)$$

Une année - la dernière année disponible, en pratique<sup>7</sup> - est choisie comme année de référence, puis la série de recette corrigée en niveau est générée par application successive des taux de croissance calculés par la relation (1).

Soit T l'année de référence : en T,  $ES_T = R_T$

$$\text{En } T-1, ES_{T-1} = R_{T-1} \times \frac{R_T}{R_T - MN_T}$$

$$\text{En } T-2, ES_{T-2} = R_{T-2} \times \left( \frac{R_{T-1}}{R_{T-1} - MN_{T-1}} \right) \times \left( \frac{R_T}{R_T - MN_T} \right)$$

De manière générale, pour chaque année, la série ajustée peut s'écrire comme suit :

$$ES_t = R_t \times \prod_{i=t+1}^T \left( \frac{R_i}{R_i - MN_i} \right) \text{ pour tout } t < T \quad (1')$$

Par construction, la série ( $ES_t$ ) a la propriété de croître selon un taux de croissance hors effet des mesures discrétionnaires. En niveau, cette recette corrigée représente la recette fiscale qui aurait prévalu à toute date  $t$ , si le système fiscal de l'année de référence avait été mis en place dès le départ et était resté stable sur toute la période. Le produit des termes correctifs s'interprète comme un *proxy* des changements de législation occasionnés par l'entrée en vigueur des mesures « nouvelles » successives. On construit donc un indicateur de recettes « à législation constante ».

Si la première méthode (recours à un proxy) présente l'avantage d'une correction simple, elle reste approximative. À l'inverse, la méthode d'« ajustement proportionnel » apporte une correction plus précise. Mais les séries d'impôts corrigées sont de plus en plus fictives à mesure qu'on s'éloigne de l'année de référence.

#### *Principaux résultats de la littérature*

Le tableau 2 synthétise les estimations d'élasticité dans la littérature récente. La comparaison des élasticités est rendue difficile par les différences entre les variables en fonction desquelles elles s'expriment et par les différences institutionnelles entre les régimes fiscaux des pays représentés. Les élasticités estimées sont néanmoins homogènes entre

---

<sup>7</sup> Le choix de l'année de chaînage est neutre sur les résultats économétriques, même lorsque les séries de recettes corrigées sont utilisées en niveau dans certaines spécifications.

elles, à l'exception des résultats de Belinga et al. (2014) et de Girouard et André (2005), qui estiment une pure réaction des recettes au PIB sans corriger les mesures discrétionnaires. Dans cette littérature, l'élasticité de la TVA apparaît quasiment unitaire à court comme à long terme, sauf dans les données néerlandaises (Wolswijk, 2007) qui mettent en évidence une asymétrie de l'élasticité de court terme. Cela peut s'expliquer par la part importante des exportations dans le PIB de ce pays (61 % en moyenne sur la période 1979-2013, contre 24 % pour la France). Les travaux de l'OCDE contraignent cette élasticité à être unitaire, au vu des estimations menées sur d'autres pays membres. Conformément à la nature progressive de son barème, la recette d'IR surréagit à une variation de l'activité, avec une élasticité au PIB variable selon les pays. Enfin, l'impôt sur les sociétés est celui pour lequel les résultats diffèrent le plus : proche de 1 aux Pays-Bas, l'élasticité se situe entre 1,6 et 2,8 en France selon les travaux.

**Tableau 2 : Les estimations principales de la littérature**

Référence	Impôt	Période	Pays	Élasticité de court terme	Élasticité de long terme	Exprimée selon	Correction des mesures nouvelles
Belinga et al (2014)	TVA	1965-1988	Panel pays OCDE	<b>0,9</b>	<b>1,3</b>	PIB	Non
	IR			<b>1,1</b>	<b>1,2</b>		
	IS			<b>1,3</b>	<b>1,2</b>		
	TVA	1989-2012		<b>1,3</b>	<b>1,1</b>		
IR	<b>0,9</b>		<b>0,8</b>				
IS	<b>3,6</b>		<b>1,4</b>				
Girouard et André (2005)	TVA	-	France	<b>1 (calibré)</b>		OG	-
	IR	2003		<b>1,2</b>	Non		
	IS	1980-2003		<b>1,6</b>	Non		
Price et al. (2014)	TVA	-	France	<b>1 (calibré)</b>		OG	-
	IR	2010		<b>1,9</b>	Contrôlé par proxy		
	IS	1990-2013		<b>2,8</b>	Contrôlé par proxy		
Sancak et al. (2010)	TVA	1995-2008	Panel pays développés	-	<b>1,1</b>	OG	Contrôlé par proxy
				-	<b>1,1</b>	Assiette	Contrôlé par proxy
Wolswijk (2007)	TVA	1970-2005	Pays-Bas	<b>0,6<sup>(1)</sup> // 1,0<sup>(2)</sup></b>	<b>0,9</b>	Assiette	Retraitement des recettes
	IR			<b>2,0</b>	<b>1,6</b>		
	IS			<b>0,1<sup>(1)</sup> // 1,0<sup>(2)</sup></b>	<b>1,1</b>		

(1) Élasticité de court terme si les recettes sont inférieures à leur niveau d'équilibre.

(2) Élasticité de court terme si les recettes sont supérieures à leur niveau d'équilibre.

## II - Constitution des recettes fiscales corrigées des mesures nouvelles à partir de documents budgétaires

L'estimation des élasticités fiscales de la TVA, l'IR et l'IS bruts est *a priori* d'autant plus précise que l'effet de la composante discrétionnaire est corrigé. Pour cela, une série de recettes fiscales brutes corrigées des mesures nouvelles a été reconstituée pour chaque impôt à partir des sources disponibles. Dans l'idéal, il faudrait disposer de données portant sur l'ensemble des administrations publiques et seraient chiffrées *ex post*, de manière à éviter d'incorporer les erreurs de prévision des recettes et des mesures discrétionnaires. Dans la pratique, de telles données n'existent pas sur longue période.

En effet, la prévision des recettes fiscales est un exercice encadré par la loi organique relative aux lois de finances (LOLF) depuis 2001<sup>8</sup> (*cf.* Tableau 3). La recette fiscale de l'année N est estimée une première fois dans le cadre du projet de loi de finances pour N (PLF présenté en septembre N-1) et figure dans l'annexe *Voies et Moyens*. La prévision est éventuellement raffinée dans la loi de finances initiale pour N (voté généralement en décembre de l'année N-1) pour tenir compte d'amendements parlementaires ou incorporer des informations nouvelles. Cette prévision est ensuite révisée en cours d'année N, dans les lois de finances rectificatives (LFR) ; une loi de finances rectificative pour l'année N est obligatoirement votée en décembre de l'année N, mais d'autres lois rectificatives peuvent avoir été votées plus tôt dans l'année. Une révision de la prévision apparaît également dans le PLF pour N+1. Enfin, avant l'examen du PLF pour N+2 (en septembre N+1), une loi de règlement (LR, à l'été N+1) fixe les recettes exécutées pour l'année N. Pour information, le montant exécuté peut être mentionné dans le PLF pour l'année N+2, mais ne l'est pas systématiquement.

**Tableau 3 : Les publications successives d'une recette fiscale pour l'année N depuis la LOLF**

Année N-1		Année N		Année N+1	
Septembre	Décembre	Septembre	Décembre	Juillet	Septembre
PLF N (VM T1)	LFI N	PLF N+1 (VM T1)	LFR N <sup>(1)</sup>	LR N	PLF N+2 (VM T1)
1 <sup>ère</sup> prévision, détaillée dans l'évaluation des Voies et Moyens (annexe du PLF)	Révision éventuelle pour : modification des mesures discrétionnaires par l'action des Chambres incorporation d'informations nouvelles	Révision pour incorporation d'informations nouvelles et modification des mesures discrétionnaires (Avis du Conseil constitutionnel, vote de mesures discrétionnaires en LFR... ou en LF postérieure)		Exécution de la recette actée avant l'examen du PLF pour N+2. Constat des recettes exécutées, report des restes à payer, etc.	

(1) Une LFR est toujours votée en fin d'année. Mais d'autres LFR peuvent être votées au cours de l'année N, auquel cas plusieurs révisions successives peuvent avoir lieu en cours d'année N.

### II.1 Recours à de nombreuses sources pour construire les données

Deux types de données peuvent être utilisés.

- Un premier jeu de données, disponible dans l'Insee Références « L'économie française » et les comptes nationaux de l'Insee, est en comptabilité nationale et recouvre le champ des APU. On dispose des impôts nets des remboursements et dégrèvements et de séries de mesures nouvelles estimées *a posteriori*. Ces données n'ont pas été retenues, à cause de leur trop faible profondeur historique. En outre, ces mesures nouvelles ne suivent pas une nomenclature prédéfinie, ce qui rend difficile une comparaison entre différentes années. Enfin, les données ne sont pas exhaustives et n'incorporent que les mesures discrétionnaires les plus importantes.

<sup>8</sup> Avant 2001, les étapes du calendrier budgétaire étaient proches mais soumises à un calendrier moins contraignant. Les lois de règlement pouvaient être votées jusqu'à trois ans après l'année concernée.

- En comptabilité budgétaire, des séries sont disponibles dans les documents budgétaires annexés aux lois de finances. Les recettes brutes ou nettes de remboursements et dégrèvements et les mesures fiscales sont disponibles impôt par impôt. Le concept de mesure discrétionnaire y est défini de manière stable dans le temps (*voir infra*). À la différence des recettes, chiffrées *ex post* dans les lois de règlement, les mesures discrétionnaires ne sont toutefois disponibles qu'*ex ante* et ne sont pas rechiffrées à la fin de l'exercice budgétaire. Les recettes nettes de remboursements et dégrèvements ont plus de sens économique, car elles représentent plus fidèlement la pression fiscale que les recettes brutes. Mais, comme elles ne sont pas disponibles en net avant 1997, les séries de recettes et de mesures discrétionnaires brutes sont privilégiées.

Les séries de recettes brutes, qui remontent jusqu'à la fin des années 1970, sont finalement retenues. Ce choix exclut par la force des choses les mesures nouvelles ayant trait aux dégrèvements et remboursements, qui ne sont donc pas prises en compte dans la suite de ce travail<sup>9</sup>. L'ensemble des sources budgétaires utilisées est recensé dans l'annexe B.

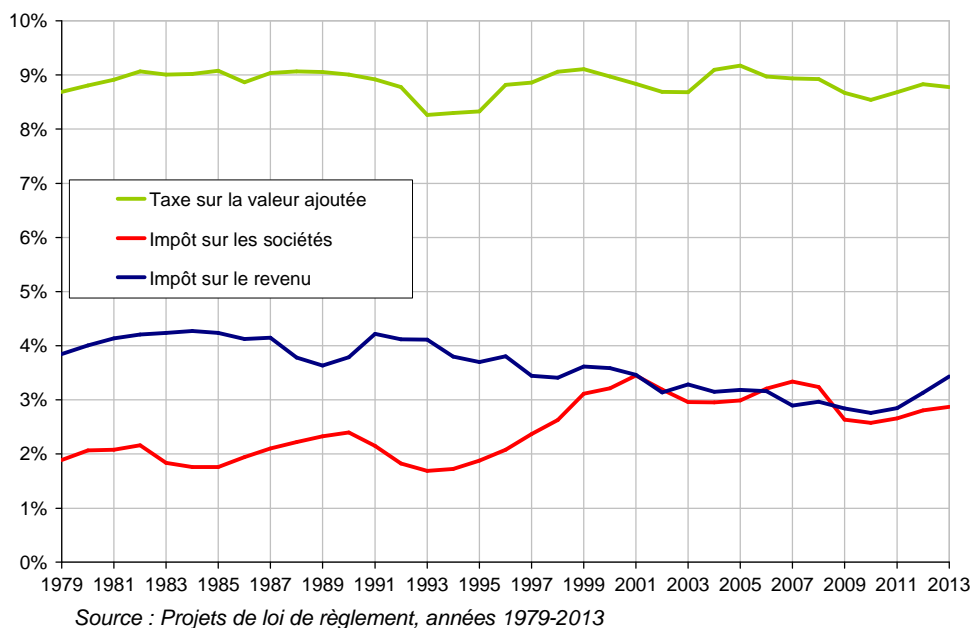
## **II.2 Construction des séries longues de « recette totale » brute pour l'IR, l'IS et la TVA**

Les recettes fiscales brutes exécutées sont extraites des tableaux *Résultats généraux et Développement par ligne de recettes*, dans le projet de loi de règlement pour l'année N. Une autre source possible est le tableau *Évolution des recettes du budget général*, dans le tome 1 des « Voies et Moyens » annexé au PLF pour l'année budgétaire N+2, qui retrace l'historique des évaluations pour les recettes précédentes. Ces deux sources donnent, sauf cas exceptionnel, une information identique. La recette brute  $R_t$  représente la recette exécutée indiquée dans chaque PLR. Le projet de loi de règlement a été préféré à la loi de règlement en tant que telle car l'information disponible y est plus détaillée.

Les recettes reconstituées sont présentées dans le graphique 2. L'évolution des recettes brutes en comptabilité budgétaire au cours du temps fait apparaître plusieurs éléments concernant la hiérarchie des impôts en termes de poids rapporté au PIB nominal : l'impôt le plus conséquent est la TVA, qui représente environ 9 % du PIB sur l'ensemble de la période. Suit l'impôt sur le revenu qui représente entre 3 et 4 % du PIB ; celui-ci ne contient pas les recettes au titre du prélèvement forfaitaire libératoire avant l'intégration des revenus du capital au barème, ni de l'imposition distincte de certaines plus-values. En revanche, l'essentiel du montant de la PPE est enregistré comme recette brute d'IR. Enfin, l'impôt sur les sociétés (y compris les majorations temporaires<sup>10</sup>) monte en puissance sur la période, pour s'approcher de l'IR dans les années 2000. Concernant la dynamique des recettes fiscales, le fait marquant est que la recette de TVA est globalement stable sur la période tandis que les autres impôts ont une dynamique propre. Stable à 4 % du PIB en valeur avant 1990, le poids de l'impôt sur le revenu brut dans le PIB a ensuite diminué. Tombé à moins de 3 % du PIB au début des années 2010, il rebondit pendant les années 2011-2013 suite aux mesures discrétionnaires prises à son sujet. L'impôt sur les sociétés brut augmente par à-coups sur la période, mais cette hausse peut être un trompe-l'œil si les remboursements et dégrèvements augmentent également.

<sup>9</sup> Ceci explique notamment pourquoi le plan de relance de 2009, dont les mesures fiscales étaient essentiellement composées de remboursements et dégrèvements, n'apparaît pas dans les séries de mesures discrétionnaires.

<sup>10</sup> Dans le cadre de cette étude, la Contribution sociale sur les bénéfices (CSB) est exclue de la recette de l'IS, bien que sur la période 2006-2008 et à partir de 2012, cette contribution soit rattachée à la ligne de recette de l'IS dans le budget de l'État. Le traitement de la CSB aurait en effet été complexe et aurait conduit à plusieurs mesures nouvelles de transferts, du fait des nombreux changements d'affectation de cette contribution.

**Graphique 2 : Recettes brutes de l'IS, IR et TVA de 1979 à 2013 (en % PIB)**

### **II.3 Construction des séries longues de « mesures nouvelles »**

Les mesures discrétionnaires sont appelées « mesures nouvelles » dans les documents budgétaires. Elles y sont implicitement définies comme des dispositifs législatifs modifiant le montant des recettes perçues par rapport à une législation figée antérieure au projet de loi. Elle peut être le fait soit du projet de loi actuel, soit d'un texte de loi antérieur entrant en vigueur l'année considérée et chiffré dans le projet de loi actuel. Avant 2009, ces deux éléments s'appelaient « aménagement des droits » et « autres facteurs de variation ». Un changement de nomenclature distingue depuis 2009 trois types de mesures nouvelles : les « mesures antérieures au présent PLF », les « mesures nouvelles du présent PLF » et les « mesures de périmètre et de transfert ». Là encore, ces trois éléments correspondent à une variation de recette fiscale discrétionnaire. Il est important de souligner que le chiffrage des mesures discrétionnaires n'est effectué qu'*ex ante*, et que leur incidence sur le rendement de l'impôt est difficile à quantifier.

Cette définition des mesures discrétionnaires est retenue dans cette étude. En l'absence de définition consensuelle du concept de « mesure nouvelle », cette définition est cohérente avec la correction des séries de recettes par chaînage. Néanmoins, elle peut poser un certain nombre de problèmes, notamment en ce qui concerne les mesures de revalorisation des seuils et du barème de l'IR. Si le barème est revalorisé dans un article de la loi de finances, cette revalorisation constituerait une mesure nouvelle. En revanche, si un dispositif fixait *ex ante* une règle de revalorisation, la revalorisation serait comptabilisée comme une évolution spontanée jusqu'à ce que la règle évolue<sup>11</sup>. La littérature existante ne tranche pas la question du statut de la revalorisation des barèmes de l'IR : Wolswijk (2007) les considère comme une mesure discrétionnaire à part entière, alors que Barrios et Fagnoli (2010) les excluent du champ des mesures nouvelles. Dans cette étude, les deux concepts ont été considérés (*cf infra*). La question se pose également pour le statut des mesures de transfert pour la TVA. En effet, elles ne doivent pas être comptabilisées comme une évolution spontanée de la TVA, mais elles ne correspondent pas non plus à une mesure nouvelle au sens strict du terme, car elles sont neutres sur le taux de prélèvements obligatoires et ne modifient pas la législation.

<sup>11</sup> Les gels du barème de 2012 et 2013 sont à considérer comme des mesures nouvelles, dès lors que la revalorisation du barème de l'IR est considérée comme une dynamique spontanée. À l'inverse, si la revalorisation du barème est une mesure nouvelle, le gel du barème n'est plus une mesure fiscale.



Une variable préliminaire de mesures nouvelles est construite en cumulant ces montants issus des Voies et Moyens pour chaque impôt brut. Mais des corrections sont à apporter, pour les raisons suivantes :

- Certaines mesures seront ajoutées par les parlementaires et d'autres modifiées ou retranchées du projet initial. Elles n'apparaissent pas dans le PLF mais apparaissent dans la LFI pour l'année N ;
- Le Conseil constitutionnel peut également invalider certaines mesures ; ces modifications ne sont en général pas pris en compte dans la LFI mais dans une LFR qui vient ensuite ;
- Des lois votées en cours d'année (lois de finances rectificatives notamment), voire le PLF de l'année N+1, peuvent aussi avoir des impacts sur les recettes de l'année N. Le chiffrage des mesures nouvelles et des recettes de façon générale y est modifié, de façon à intégrer les informations nouvelles sur le recouvrement et l'environnement économique.

Pour prendre en compte les amendements apportés au PLF par les parlementaires, une première correction est effectuée. Sous l'hypothèse que les prévisions économiques ne sont pas révisées entretemps, la différence entre la recette totale votée dans le PLF et dans la LFI s'explique uniquement par la prise en compte de mesures nouvelles ôtées, modifiées ou ajoutées au projet initial. Cette différence est utilisée impôt par impôt pour corriger la série de mesures nouvelles préalablement construite. Néanmoins, les parlementaires peuvent exceptionnellement modifier le chiffrage de la recette totale pour cause d'amélioration ou de dégradation de l'environnement macroéconomique. Par exemple, lors de la crise de 2008-2009, un addendum a été ajouté en novembre 2008 pour réviser à la baisse les prévisions macroéconomiques pour 2009. Les modifications de chiffrage non imputables à des mesures nouvelles doivent être neutralisées au cas par cas, sur la foi des « amendements d'équilibre »<sup>12</sup> des débats parlementaires. En effet, la révision de chiffrements au titre du climat économique n'est pas une mesure nouvelle et ne doit pas être prise en compte. L'annexe B précise les trois années pour lesquelles ce type de correction a été apporté.

Dans une seconde étape, les mesures nouvelles sont corrigées des modifications apportées lors des lois votées en cours d'année ou les dispositifs censurés par le Conseil constitutionnel, qui n'apparaissent pas dans le chiffrage *ex ante* de l'année N. Cette correction est effectuée à partir du *Voies et Moyens* tome 1 du PLF de l'année N+1, dans lequel sont précisées les révisions de chiffrage et leur motif pour l'année N pour les différents impôts, et des lois de finances rectificatives en question. Par exemple, suite à sa censure par le Conseil constitutionnel dans sa première version, la « taxe à 75 % » est enregistrée comme mesure nouvelle (0,2 Md €) d'IR dans le PLF pour 2013, mais est exclue de la série corrigée de mesures nouvelles constituée dans ce travail<sup>13</sup>.

En définitive, la série de mesures nouvelles corrigées est présentée pour les trois impôts dans le graphique 3. La correction présentée dans l'équation (1) est ensuite appliquée pour obtenir les séries de recettes neutralisant l'effet des mesures discrétionnaires.

#### **II.4 1979-2013 : Trente-cinq ans de mesures nouvelles**

Le graphique 3 présente les séries de mesures constituées. Ce graphique reflète assez fidèlement l'histoire budgétaire récente de la France. On peut par exemple y observer le bref

<sup>12</sup> Toute modification des recettes fiscales suite à un amendement parlementaire accepté est automatiquement suivie d'un amendement (motivé) déposé par le gouvernement qui modifie les recettes fiscales en conséquence. Par ce biais, il est possible de connaître la cause ayant conduit à rechiffrer telle ou telle mesure.

<sup>13</sup> Les corrections des mesures nouvelles pour prendre en compte les modifications apportées par le Conseil constitutionnel comportent deux mesures : outre la « taxe à 75 % » en 2013, la censure de la « contribution carbone » initialement prévue en 2010 a également occasionné un retraitement de la série de mesures discrétionnaires concernant l'IR.

changement de politique budgétaire suite à l'alternance de 1981, qui se traduit d'abord par une hausse des impôts avant de s'interrompre dès 1983. Les mesures nouvelles sont ensuite systématiquement orientées à la baisse jusqu'au milieu des années 1990, date à laquelle la qualification au passage à l'euro a nécessité un effort budgétaire qui s'est traduit par des recettes supplémentaires. L'épisode de la « cagnotte » de 1999 a en revanche débouché sur des baisses d'impôts assez massives jusqu'en 2002. Le plan de relance de 2009 n'apparaît pas sur ce graphique, car il s'est traduit par des mesures portant sur les remboursements : remboursements mensuels et non plus trimestriels pour la TVA (-3,6 Mds€) et remboursements anticipés des créances au titre du crédit d'impôt recherche et des créances nées d'un report en arrière des déficits pour l'IS (-5,6 Mds€). Enfin, l'épisode de consolidation budgétaire apparaît à partir de 2011 et monte progressivement en intensité.

Une analyse historique peut également être menée impôt par impôt. Les mesures sur l'IR sont pour une très large majorité négatives. Ce constat s'explique par le fait que l'indexation annuelle du barème sur l'inflation est, sauf exception, enregistré comme une mesure nouvelle. Ainsi même en 1981 lorsqu'une majoration d'IR est votée en loi de finances rectificative, le total des mesures nouvelles est resté significativement négatif.

Plusieurs phases peuvent être isolées dans la séquence des mesures nouvelles d'IR. (i) À la fin des années 1970 et au début des années 1980, les mesures nouvelles tendent à indexer le barème de l'IR au niveau de l'inflation et à proposer certaines niches fiscales telles que l'épargne investie (1979), ce qui se traduit par des mesures nouvelles fortement négatives. (ii) À partir de 1986, alors que des réformes du barème plus importantes sont menées, le succès de la désinflation compétitive diminue le coût de la mesure consistant à indexer le barème jusqu'au début des années 1990. (iii) À cette date, les baisses d'impôt s'accroissent, d'abord temporairement puis de façon pérenne : deux réformes du barème en 1994 puis 1997 illustrent la volonté de diminuer durablement le poids de l'IR. (iv) Les années 1998 et 1999 marquent une pause dans le mouvement de baisse tendancielle du poids de l'IR, avec notamment l'annulation de baisses d'IR programmées et avec des mesures visant à limiter le rétrécissement de l'assiette fiscale comme l'abaissement du plafonnement du quotient familial. (v) Les mesures de réduction de l'impôt réapparaissent de 2000 à 2009, avec plusieurs baisses de taux (2001-2004) et du nombre de tranches (2007). (vi) Après une année 2010 neutre, la tendance s'inverse à partir de 2011 : les mesures nouvelles sur l'IR sont à présent orientées à la hausse. Les années 2012 et 2013 sont marquées par des hausses d'IR plus significatives<sup>14</sup>, dans le contexte d'effort fiscal visant à rétablir les finances publiques.

Les mesures nouvelles concernant la TVA sont beaucoup plus ponctuelles. Pour une large part, elles correspondent d'ailleurs à des mesures de transfert, c'est-à-dire un changement d'affectation de ressources entre les administrations publiques. C'est le cas en 1995, lorsqu'une partie du produit de la TVA est fléchée vers le Budget annexe des prestations sociales agricoles (BAPSA, dans le champ de la Sécurité sociale donc hors du champ des recettes de l'État). C'est également le cas en 2004, lorsque les recettes de TVA affectées au BAPSA reviennent dans le champ de l'État, ou en 2006 (resp. 2008) lorsque la TVA sur le tabac et les produits pharmaceutiques (resp. les alcools) est affectée à la Sécurité sociale. En 2013, la fin des exonérations de cotisations sociales sur les heures supplémentaires se traduit par le retour de la fraction de la recette de TVA servant à financer cette mesure vers l'État.

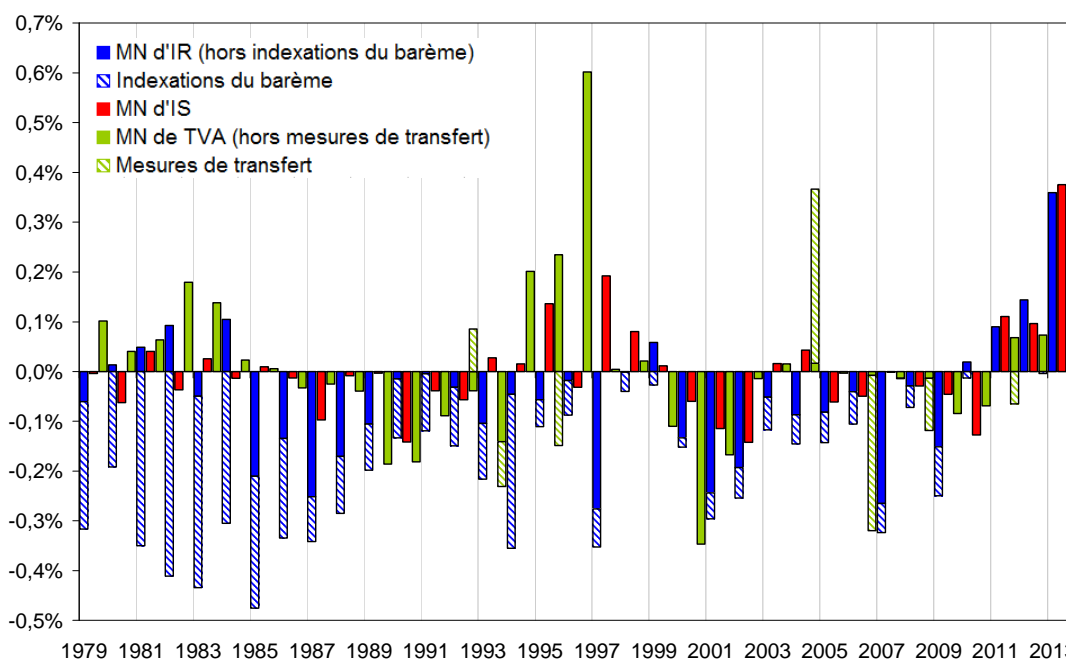
Les mesures fiscales à proprement parler peuvent être synthétisées ainsi : (i) au début des années 1980, le champ de la TVA s'étend à de nouvelles transactions et le relèvement d'impôts annexes (TIPP, droits sur le tabac) a une incidence positive sur les recettes de TVA. Une première réforme des taux du barème (abaissement du taux réduit de 7 à 5,5 % mais fusion à la hausse du taux intermédiaire et du taux normal à 18,6 %) augmente en 1983 les recettes fiscales de cet impôt. (ii) Autour de 1990, les mesures nouvelles tendent à baisser le produit de l'impôt, notamment le passage de certains emplois taxables à des taux

---

<sup>14</sup> La recette de l'IR n'incluant pas le prélèvement forfaitaire libératoire (PFL), la mesure nouvelle consistant à incorporer les dividendes et intérêts au barème progressif augmente la recette d'IR sans être contrebalancée par une baisse concomitante du PFL, qui disparaît quasiment. L'ampleur des mesures nouvelles de 2013 est donc à interpréter avec précaution.

inférieurs et la réduction progressive du taux majoré avant sa suppression en 1992. (iii) La hausse constatée en 1995-1996 correspond à la hausse de deux points du taux normal, porté à 20,6 % à compter du 1<sup>er</sup> août 1995. (iv) Autour de 2000, l'application de taux réduits (abonnements de gaz et électricité, bâtiment) et la baisse d'un point du taux normal expliquent que les mesures nouvelles sont négatives. La baisse du taux de TVA dans la restauration est à cheval sur les années 2009-2010. (v) À partir de 2012, les mesures nouvelles concernant la TVA sont orientées à la hausse : hausse du taux intermédiaire à 7 % en 2012, alors qu'en 2014 le taux intermédiaire et le taux normal sont portés respectivement à 10 % et 20 %.

**Graphique 3 : Mesures nouvelles sur l'IR, l'IS et la TVA bruts (en % du PIB)**



*Note : Dans ce graphique, les mesures d'indexation de l'IR sont considérées comme des mesures nouvelles. Par conséquent, les mesures de gel du barème de 2012 et 2013 ne sont pas comptabilisées sur ce graphique ; elles représentent environ 1,5 Md€, soit moins de 0,1 % de PIB.*

*Sources : voir annexe B*

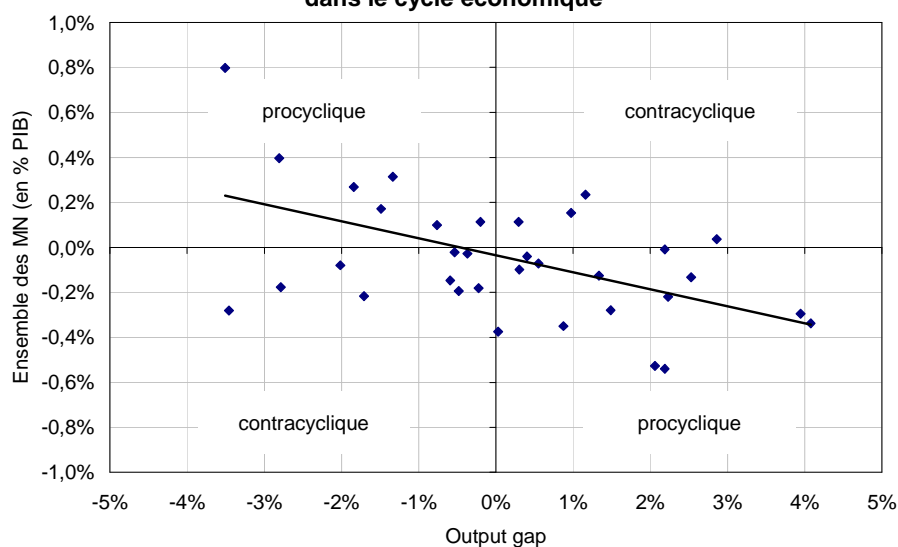
Comme la TVA, les mesures nouvelles pour l'IS sont plutôt ponctuelles. Une partie d'entre elles passe par des hausses de remboursements et dégrèvements, comme c'est le cas en 2009 avec des mesures de relance (remboursements anticipés des créances au titre du crédit d'impôt de recherche et d'un report en arrière des déficits). Ces mesures affectant l'IS net et non l'IS brut, elles ne sont pas comptabilisées ici. Les mesures nouvelles d'IS brut concernent essentiellement des baisses du taux d'imposition et l'impact de contributions exceptionnelles.

Les baisses du taux d'imposition sont principalement concentrées à la fin des années 1980 et au début des années 1990. Établi à 50 % jusqu'en 1985, le taux d'imposition de l'IS a été progressivement réduit à 33,33 % jusqu'en 1993, en partie dans un objectif d'harmonisation de l'IS dans l'Union européenne. Des contributions exceptionnelles sont prélevées certaines années : (i) en 1995, les entreprises qui clôturent leur exercice entre le 1<sup>er</sup> mars et le 31 décembre sont soumises à un taux de majoration de 10 % qu'elles versent avec le dernier acompte d'IS. Cette majoration est progressivement supprimée à partir de 2001. (ii) Avec la loi MUFF (Mesures urgentes à caractères fiscal et financier) en 1997, un taux de majoration supplémentaire de 15 % est également imposé aux entreprises (hors PME) ; cette contribution exceptionnelle est ramenée ensuite à 10 % en 1999, avant d'être définitivement supprimée fin 2000. Dans le même temps, le taux d'imposition pour les petites entreprises est progressivement ramené à 15 % au début des années 2000. (iii) Une contribution exceptionnelle de 5 % est votée en 2012. Enfin, 2013 est marquée par une forte hausse des mesures nouvelles de l'IS (dont la suppression de la niche « Copé », la limitation de la

déductibilité des charges financières ou la réforme du 5<sup>e</sup> acompte d'IS, la limitation de la possibilité d'imputer les reports déficitaires sur les résultats imposables suivants).

Le graphique 4 représente l'ensemble des mesures discrétionnaires des trois impôts en fonction de l'output gap. L'allure générale du nuage de point tendrait à montrer que les mesures discrétionnaires décidées depuis 1979 pour l'IR, l'IS et la TVA sont légèrement procycliques : elles consistent à hausser les impôts lorsque l'output gap est négatif, et à les baisser lorsque ce dernier est positif. Néanmoins, les mesures discrétionnaires considérées dans l'étude ne représentent qu'une fraction de la politique budgétaire des administrations publiques. Par exemple, la montée en charge de la CSG, tout comme les mesures discrétionnaires portant sur les cotisations sociales ou les impôts locaux, ne sont pas comptabilisées ici. Les remboursements et dégrèvements sont également exclus du champ de l'analyse. Dès lors, il est difficile de conclure sur le caractère pro- ou contracyclique de la politique budgétaire française sur la période, et ce d'autant plus que cette analyse n'est menée que sur les principales recettes fiscales, l'analyse des dépenses n'étant pas traitée ici.

**Graphique 4 : Orientation des mesures discrétionnaires d'IR, d'IS et de TVA selon la position dans le cycle économique**



*Note : les mesures discrétionnaires excluent la revalorisation du barème de l'IR et les mesures de transfert sur la TVA.*

*Sources : voir annexe B pour les mesures discrétionnaires ; la série d'output gap retenue est la série C issue de Lequien et Montaut (2014).*

### III - Une même démarche pour estimer les élasticités des trois impôts

#### III.1 D'une modélisation simple à une spécification enrichie

Pour estimer les élasticités de court terme des recettes fiscales à l'activité, le point de départ est la spécification usuelle que l'on retrouve dans la littérature :

$$\Delta \ln(ES_t) = a + b \times \Delta \ln(PIB_{t \text{ ou } t-1}) + d \times X_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

La variable dépendante est le taux de croissance de la recette fiscale corrigée pour chaque impôt ( $\Delta \ln(ES)$ ), que l'on explique dans un premier temps par le taux de croissance du PIB nominal ( $\Delta \ln(PIB)$ ). Le coefficient  $b$  correspond à l'élasticité de court terme de la recette au PIB. Pour prendre en compte le décalage entre le recouvrement de l'impôt et sa base taxable, le PIB retardé d'un an est retenu pour expliquer l'IR et l'IS.

Le modèle est ensuite enrichi pour améliorer son pouvoir explicatif en ajoutant une ou des variables comme contrôle (variables  $X_t$ ). Dans un premier temps, la linéarité de la relation entre la croissance du PIB et la croissance spontanée des recettes est testée par l'ajout du carré de la croissance du PIB au modèle initial. L'objectif est de vérifier si l'élasticité dépend ou non de la taille du choc d'activité. Un coefficient statistiquement significatif et positif (respectivement négatif) signifie que l'élasticité de la recette au choc est d'autant plus (moins) importante que le choc l'est lui-même. Le coefficient associé à la non-linéarité apparaissant non significatif pour tous les impôts, les résultats n'ont pas été présentés.

Ensuite, dans le cas de l'IR et de l'IS, le décalage entre l'assiette fiscale et la recette néglige l'existence de contraintes de liquidité pour les agents. Si ceux-ci doivent acquitter un impôt assis sur leur revenu de l'année passée, ils l'acquittent en pratique avec leur revenu courant. Un choc non anticipé par les agents peut donc diminuer les recettes fiscales, indépendamment de l'élasticité de celle-ci à l'activité, en limitant la capacité - ou la volonté - des agents à s'acquitter de leur impôt. Selon cette hypothèse, les chocs contemporains d'activité, notamment négatifs, peuvent expliquer que la recette fiscale effective diffère de la recette attendue. Ce mécanisme peut passer par le canal de l'optimisation fiscale ou par la demande d'étalement du paiement de l'impôt, voire des défauts de paiement ou d'éventuels comportements de fraude. Pour vérifier cela, une variable de choc non anticipé est construite. Elle est définie comme l'innovation apportée par le PIB contemporain sachant l'information disponible à la période précédente. Plus précisément, il s'agit du résidu issu de la régression du taux de croissance du PIB sur son retard. Ce résidu est ensuite introduit dans l'équation (2) pour contrôler l'impact d'un choc de revenu non anticipé sur la recette de l'impôt.

Une autre piste consiste à étudier l'impact des mesures nouvelles sur l'évolution spontanée. Usuellement, le chiffrage d'une mesure nouvelle n'inclut pas les réactions comportementales qu'elle peut occasionner. Celles-ci sont donc incorporées à la part non discrétionnaire de l'évolution des recettes. Si les contribuables modifient leur comportement suite à l'entrée en vigueur de mesures discrétionnaires, une relation contemporaine significative doit exister entre le montant des mesures nouvelles votées et l'évolution spontanée. Pour tester l'existence d'un effet dû aux réactions comportementales, le montant de mesures nouvelles de chaque année (exprimé en pourcentage de la recette totale de l'impôt de l'année passée) est introduit. Certaines mesures discrétionnaires comme les mesures de transfert concernant la TVA ont préalablement été neutralisées. Par la suite, une distinction entre les mesures nouvelles positives et négatives a été envisagée, afin de tester une éventuelle asymétrie de leur effet sur le comportement des contribuables.

L'hypothèse selon laquelle l'élasticité fiscale peut dépendre du cycle est également testée, grâce à une spécification où l'élasticité peut prendre deux valeurs distinctes selon deux états de l'économie. Le signe positif ou négatif de l'output gap est utilisé pour définir les deux états de l'économie.

Divers effets de structure ou de composition pouvant jouer à court terme sur l'élasticité des recettes sont également testés. La présence de ruptures temporelles, lorsqu'elle est avérée,

donne lieu à une réestimation de modèles autorisant les coefficients à varier dans le temps. Par ailleurs, l'intérêt de distinguer une dynamique de volume et une dynamique de prix peut se poser pour certains impôts dont les recettes peuvent être neutres à l'inflation mais réagir à la conjoncture.

Quant à l'étude de la dynamique des élasticités, elle passe par l'estimation d'un modèle à correction d'erreur (ECM). Cette approche, fréquemment employée dans la littérature (Price et al. 2014, Belinga et al. 2014, Wolswijk 2007) repose sur l'existence d'une relation de cointégration entre les recettes fiscales et le PIB. La relation de long terme entre ces deux variables s'obtient en estimant leur relation en niveau<sup>15</sup> (équation 3) :

$$\ln(ES_t) = \alpha + \beta \times \ln(PIB_{t \text{ ou } t-1}) + v_t \quad (3)$$

Le coefficient  $\beta$  correspond à l'élasticité de long terme de la recette au PIB. Dans un second temps, le résidu de l'équation (3) retardé d'une période est injecté dans l'équation (2) pour introduire de la dynamique à l'élasticité de court terme. La croissance spontanée de la recette fiscale peut ainsi évoluer directement en réponse à la variation d'activité à court terme, mais aussi par correction de son écart passé à sa valeur de long terme. Cette spécification permet de prendre en compte les phénomènes de lissage ou de report permis par la mécanique de certains impôts, comme l'IR ou l'IS notamment, ou des effets de composition.

$$\Delta \ln(ES_t) = a + b \times \Delta \ln(PIB_{t \text{ ou } t-1}) + \lambda \times \hat{v}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Enfin, une spécification qualifiée d'« optimisée » est également proposée. Comme point de départ, elle considère la réunion de tous les déterminants qui ont un impact significatif sur les recettes. À partir de ce sous-ensemble, la procédure *general-to-specific* (GETS, voir Hendry et Krolzig, 1999) est mise en œuvre afin de ne retenir que ceux qui présentent de bonnes propriétés : outre la significativité des coefficients, l'estimation retenue valide un certain nombre de tests de spécification tels la normalité, l'absence d'autocorrélation et l'homoscédasticité des résidus ainsi que la stabilité dans le temps de la relation. Un deuxième objectif est également poursuivi et consiste à neutraliser les éventuels points aberrants qui ne sont pas captés par ces variables explicatives. Pour ce faire, la méthode « saturated OLS » (cf. Doornik, 2009) est appliquée<sup>16</sup>. Celle-ci autorise l'ajout d'indicatrices qui peuvent être interprétées comme correction d'une connaissance imparfaite des mesures nouvelles recensées. En effet, le chiffrage des mesures nouvelles a parfois fait l'objet d'interprétation des textes budgétaires et peut avoir occulté l'intégralité des documents budgétaires faisant état de modifications postérieures au PLF. En outre, cette méthode permet de tester la stabilité des coefficients estimés : si introduire des indicatrices rend certaines variables non significatives, cela implique que leurs effets ne sont pas robustes mais tirés par les années correspondant aux indicatrices.

### III.2 Évaluer la performance des modèles

La performance du modèle est évaluée sur sa capacité à reproduire la recette brute observée. Il s'agit d'estimer la capacité du modèle à s'ajuster statistiquement à la recette brute observée, et non à la prévoir. En effet, les coefficients sont estimés sur l'ensemble de la période et dépendent notamment de variables, comme les chocs non anticipés, qui ne sont pas disponibles au moment de la prévision des recettes dans les Voies et Moyens. Les taux de croissance « spontanés » de la recette fiscale estimés par le modèle sont utilisés pour reconstituer la recette brute. Cet exercice d'ajustement statistique est mené à partir de l'ensemble d'informations disponibles au moment où les recettes fiscales sont prévues dans

<sup>15</sup> La correction de Stock-Watson (méthode Dynamic OLS) est appliquée pour éviter d'estimer la relation de long terme avec biais. Des taux de croissance du PIB contemporain, avancés et retardés, sont donc ajoutés dans l'équation (3).

<sup>16</sup> On a utilisé à cet effet les programmes écrits par Éric Dubois pour une version à venir de la boîte à outils économétriques Grocer (cf. Dubois et Michaux, 2014).

les Voies et Moyens. Lors de la prévision de la recette  $R$  en  $t+1$ , seule la recette  $R$  en  $t-1$  est connue, ainsi que les mesures nouvelles pour l'année  $t$  et pour l'année  $t+1$ . La série de recettes corrigée des mesures discrétionnaires est « déchaînée » pour reconstituer la série de recettes brutes estimée par le modèle, année après année. La relation (5), dérivée de (1), explicite le lien entre  $R_{t+1}$ ,  $R_{t-1}$ ,  $MN_t$  et  $MN_{t+1}$  :

$$\hat{R}_{t+1} = \exp\left\{\hat{\Delta}\ln(ES_{t+1}) + \ln\left[\exp\left(\hat{\Delta}\ln(ES_t) + \ln(R_{t-1})\right) + MN_t\right]\right\} + MN_{t+1} \quad (5)$$

où  $\hat{R}_{t+1}$  est le niveau de recette brute reconstruit à partir des variations estimées par le modèle ( $\hat{\Delta}\ln(ES_t)$  et  $\hat{\Delta}\ln(ES_{t+1})$ ) et des montants observés de recettes ( $R_{t-1}$ ) et de mesures nouvelles ( $MN_{t+1}$  et  $MN_t$ ). La série  $\hat{R}$  ainsi définie est ensuite comparée à la série de recettes observées<sup>17</sup>.

Pour comparer la performance des modèles, les statistiques usuelles (RMSE, erreur absolue moyenne, erreur maximum) sont dérivées de l'écart entre la recette observée et la recette estimée sur la période 1981-2013. Les écarts d'ajustement sont exprimés en point de PIB nominal, cette normalisation permettant de rendre comparables l'ensemble des années de la période.

L'approche retenue doit composer avec un certain nombre de limites. Premièrement, les modèles étant estimés séparément, les interactions éventuelles pouvant exister entre les impôts ne sont pas prises en compte. Or l'IR et l'IS sont liés, dans la mesure où les entrepreneurs individuels et certaines petites sociétés peuvent choisir leur régime d'imposition entre IR et IS. Cette disposition législative laisse des possibilités d'arbitrages, qui sont susceptibles d'expliquer une part des variations des recettes fiscales. Cette limite pourrait être dépassée par l'emploi d'un modèle VAR (ou VECM) dans le cadre d'une estimation simultanée, rendue difficile ici par la faiblesse de l'horizon temporel disponible. Deuxièmement, l'impossibilité de connaître le montant des mesures discrétionnaires sans erreur de mesure pourrait biaiser la comparaison des modèles estimés. En l'état, l'erreur de prévision des MN estimées *ex ante* influent sur les écarts d'ajustement statistique des recettes brutes sans que cette erreur soit imputable aux modèles estimés.

---

<sup>17</sup> Il est également possible de procéder à du « nowcasting » en comparant alors  $R_{t+1}$  à  $\hat{R}_{t+1}$  à partir de l'estimation  $\hat{\Delta}\ln(ES_{t+1})$  et de  $MN_{t+1}$ , en postulant cette fois-ci  $R$  connu à la date  $t$  au lieu de le déduire à partir de  $R_{t-1}$ ,  $MN_t$  et  $\hat{\Delta}\ln(ES_t)$ .

## IV - Des élasticités différentes selon l'impôt et les spécifications

### IV.1 Gain de la correction des mesures nouvelles sur l'estimation des élasticités

Quel est le gain occasionné par la correction des séries de recettes des mesures nouvelles ? Pour évaluer ce gain, les élasticités apparentes des recettes brutes et corrigées des mesures nouvelles sont comparées dans le graphique 5. En outre, l'équation 2 est estimée avec la recette brute puis la recette corrigée des mesures nouvelles comme variables dépendantes (tableau 4). Toutefois, le gain de précision des estimations ne se mesure pas dans les coefficients, mais dans les performances d'ajustement statistique. En conséquence, les séries de recettes estimées qui découlent des estimations sont reconstituées<sup>18</sup>, et leur écart à la recette observée est analysé (graphique 6).

Le graphique 5 présente les élasticités apparentes des trois impôts au PIB<sup>19</sup>. L'élasticité de l'IR dépend de l'inclusion ou non des revalorisations du barème et seuils associés dans les mesures nouvelles : dans un cas, l'élasticité gravite autour de 1,5 alors que dans l'autre elle gravite plutôt autour de 1. L'élasticité « brute » peine à rendre compte de la faible élasticité constatée en 2013. Concernant la TVA, la correction des recettes réduit la volatilité de l'élasticité apparente. Elle semble unitaire et stable en début de période, avant de croître et de gagner en variabilité au cours des années 2000. Enfin, l'élasticité de l'IS paraît plus erratique : la correction des mesures nouvelles est minimale en début de période, avant de connaître deux épisodes de divergence à la fin des années 1990 et en 2013.

Pour chaque impôt, l'élasticité de court terme estimée de la recette brute et celle de la recette retraitée (paramètre  $b$  des équations 2 et 4) sont comparées dans le tableau 4.

Concernant l'IR, cet exercice revêt un enjeu supplémentaire : les revalorisations de barème doivent-elles être considérées comme des mesures discrétionnaires ou comme de l'évolution spontanée ? Il apparaît que l'élasticité de court terme estimée est sensible au statut des revalorisations du barème. Si ces dernières sont considérées comme des mesures nouvelles, l'évolution spontanée de la recette évolue plus que proportionnellement à une variation du PIB retardé, avec une élasticité de l'ordre de 1,6. À l'inverse, si les revalorisations sont exclues des mesures nouvelles, l'élasticité de l'impôt est significativement inférieure (1,1) et ne se distingue pas statistiquement d'une élasticité unitaire (cf. annexe A).

En définitive, la correction des mesures nouvelles tend à réduire l'écart d'ajustement statistique des recettes fiscales par rapport à l'estimation menée sur la série non corrigée (cf. Graphique 6). Parmi les deux méthodes de correction possibles, inclure les revalorisations du barème avec les autres mesures nouvelles améliore légèrement la performance du modèle. Toutefois, la revalorisation du barème étant récurrente, il ne semble pas pertinent de les considérer comme des mesures discrétionnaires de politique budgétaire au même titre que les autres mesures. C'est cette approche qui est privilégiée par la suite dans cette étude.

La différence entre les deux estimations d'élasticité de la TVA est faible et non significative. L'estimation à partir de la recette brute semble néanmoins biaiser à la hausse l'estimation en ajoutant à la croissance spontanée des recettes la contribution des mesures nouvelles. La performance du modèle avec la série corrigée est largement supérieure à partir de 1990 (cf. Graphique 6).

<sup>18</sup> Pour chaque spécification, l'équation 5 est utilisée en cohérence avec l'estimation effectuée. Lorsque la recette brute est estimée sans correction, la série des  $(MN)_t$  est fixée à 0. Lorsque la recette brute est corrigée des MN hors revalorisations du barème, c'est cette même série qui sert à reconstituer la recette brute estimée par le modèle.

<sup>19</sup> L'élasticité apparente désigne ici le ratio du taux de croissance de la recette à celui de l'activité. Ce n'est à proprement parler ni le paramètre  $b$  ni le paramètre  $\beta$ . Dans le cas de la TVA, l'élasticité apparente est définie par rapport au PIB hors impôts nets des subventions sur les produits, i.e. de la VA.



Dans le cas de l'IS, utiliser la recette corrigée des mesures discrétionnaires élève l'élasticité estimée mais n'améliore que peu la précision de l'estimation.

Une étude économétrique plus approfondie est ensuite menée séparément pour chaque impôt.

**Tableau 4 : Impact du retraitement des recettes sur l'élasticité estimée**

	Élasticité de court terme	RMSE (% PIB)	Erreur moyenne absolue (% PIB)	Erreur maximum absolue (% PIB)
<b>IR</b>	1,14 *** (0,21)	0,25	0,22	0,59
<b>IR corrigé des MN (hors revalorisations du barème)</b>	1,11 *** (0,14)	0,16	0,12	0,40
<b>IR corrigé des MN (yc revalorisations du barème)</b>	1,58 *** (0,13)	0,14	0,10	0,35
<b>TVA</b>	1,15 *** (0,10)	0,29	0,24	0,65
<b>TVA corrigée des MN</b>	1,10 *** (0,07)	0,21	0,18	0,49
<b>IS</b>	0,78 * (0,38)	0,32	0,25	1,06
<b>IS corrigé des MN</b>	0,97 ** (0,43)	0,38	0,31	0,96

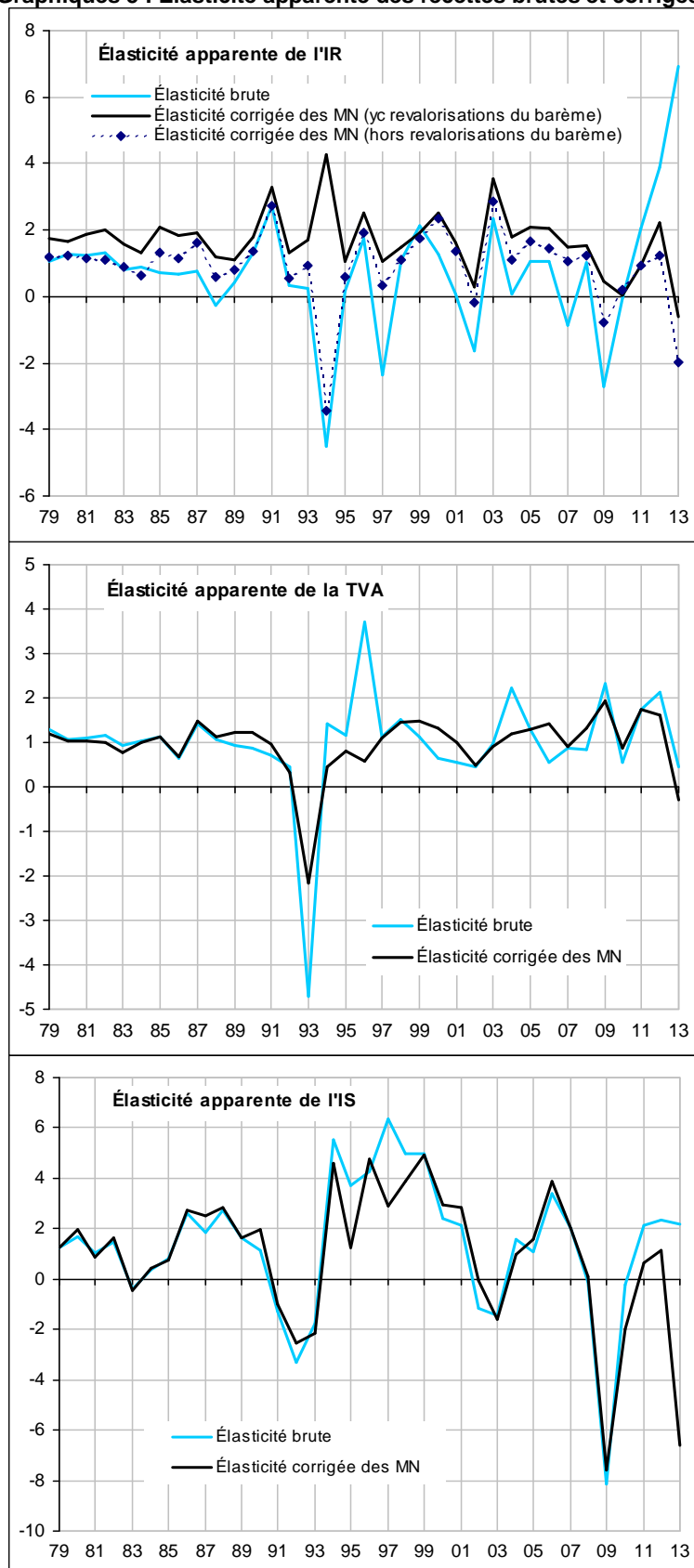
Notes : Régression sur la VA coïncidente pour la TVA et sur le PIB retardé pour l'IR et l'IS.

\*\*\*, \*\* et \* : variable significative au seuil de 1%, 5% et 10% respectivement.

Les écarts-types sont entre parenthèses. Le RMSE et l'erreur moyenne absolue sont calculés à partir des écarts entre la recette observée et celle reconstruite selon l'équation (5).

Source : calculs Insee.

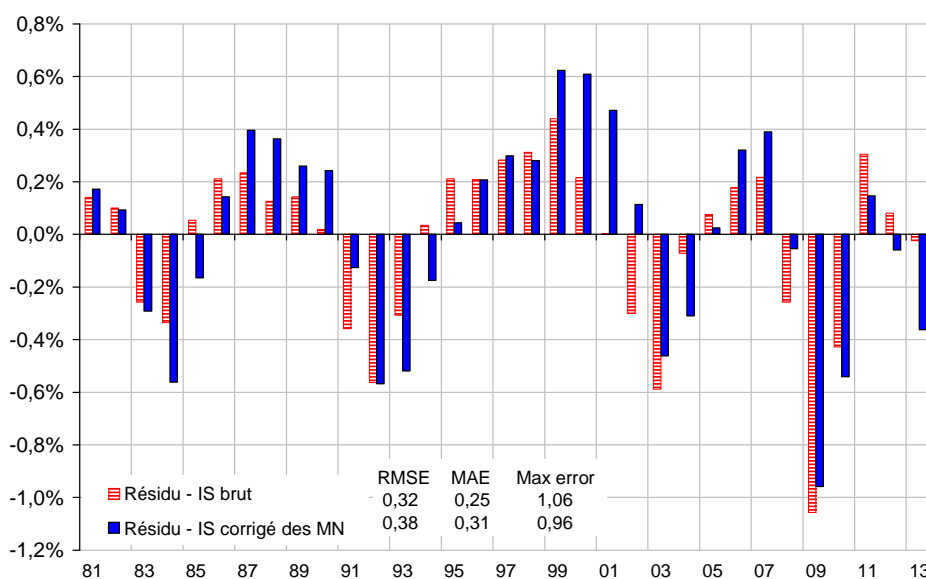
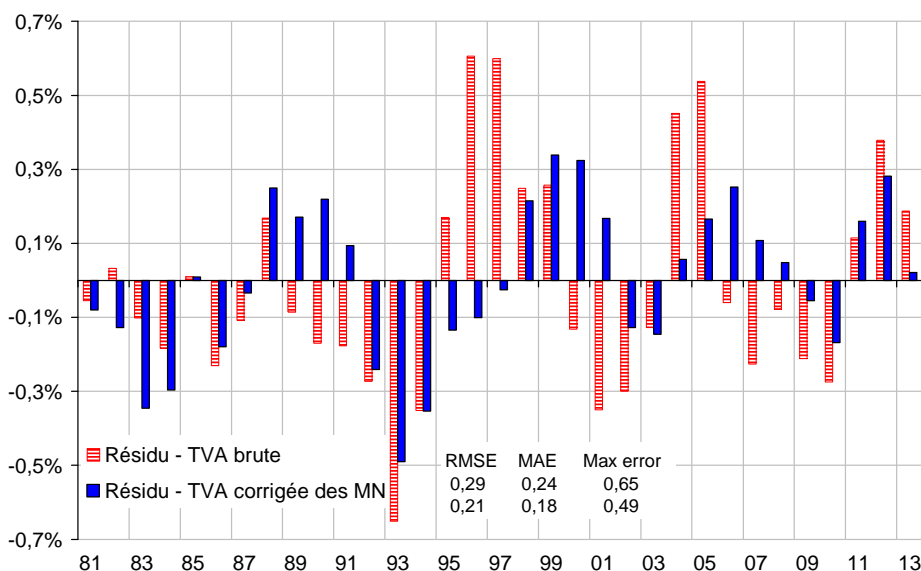
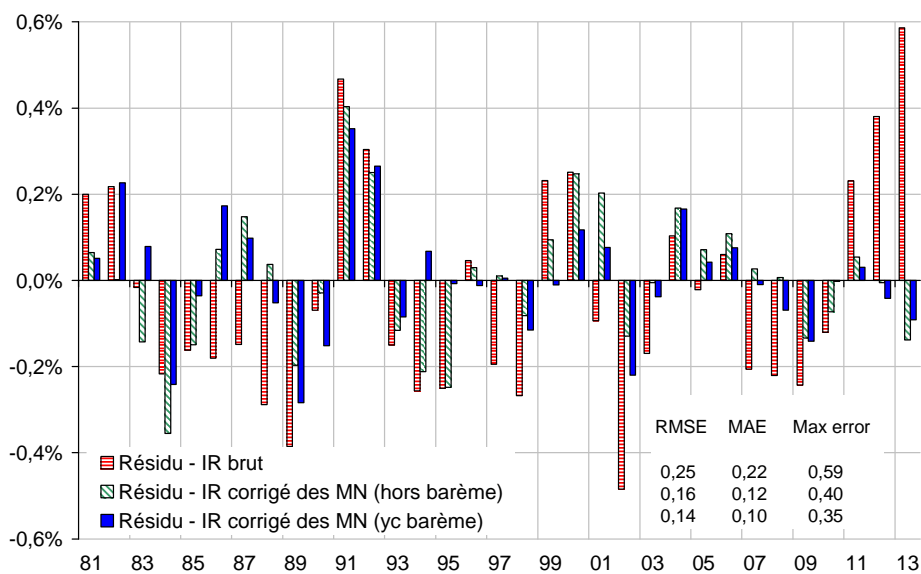
Graphiques 5 : Élasticité apparente des recettes brutes et corrigées



Note : l'élasticité apparente est calculée ici comme le ratio des taux de croissance  $(\Delta R / R_{t-1}) / (\Delta \text{PIB} / \text{PIB}_{t-1})$ . Le PIB est retardé d'une période pour l'IR et l'IS. Dans le cas de la TVA, il s'agit de la VA, soit le PIB hors impôts et subventions sur les produits.

Source : Calculs Insee.

Graphiques 6 : Écart d'ajustement statistique lié aux modèles (recettes brutes vs corrigées)



Lecture: RMSE : Root Mean Square Error ; MAE : Mean Average Error. Ces indicateurs, exprimés en % du PIB, aident à apprécier la précision des modèles.

Source : Calculs Insee.

## IV.2 L'impôt sur le revenu

La recette d'IR corrigée estimée ici considère les revalorisations du barème comme une évolution spontanée, et le gel du barème comme une mesure nouvelle. L'interprétation de l'élasticité de court terme de 1,11 signifie qu'une hausse du PIB de 1 % occasionne l'année suivante une hausse des recettes de 1,11 % (spécification 1 du tableau 5).

Une variable modélisant les chocs non anticipés est introduite (spécification 2). Le coefficient associé à cette variable n'est pas significatif. Il n'y aurait donc pas de contrainte de revenu courant qui empêcherait les contribuables de s'acquitter de l'impôt sur le revenu. De façon encore plus générale, l'élasticité ne dépend pas de manière significative de l'environnement économique : le coefficient associé au surcroît d'élasticité pour les années où l'output gap est positif, mais n'est pas statistiquement significatif (spécification 3). La recette fiscale ne serait donc pas non plus affectée par une hausse des mécanismes de report lorsque l'environnement économique est dégradé.

L'impact des mesures nouvelles sur l'évolution spontanée de l'IR est interprétable de plusieurs manières. Dans un premier temps, la variable captant l'ampleur de toutes les mesures nouvelles confondues est introduite seule (spécification 4). Le coefficient associé est négatif (-0,07), comme attendu, mais non significatif. Dans un second temps, la présence d'un effet asymétrique entre les mesures nouvelles positives et les mesures nouvelles négatives a été testée (spécification 4') : le coefficient associé indique qu'un point de recettes supplémentaires obtenu par mesures nouvelles diminue la croissance de l'évolution spontanée de la recette de près de 0,4 point, toutes choses égales par ailleurs. Une mesure nouvelle à la baisse n'aurait en revanche pas d'impact significatif sur les recettes. L'asymétrie est toutefois fragile statistiquement, dans la mesure où elle ne repose que sur cinq années durant lesquelles les mesures nouvelles concernant l'IR ont été orientées à la hausse (1999, et 2010-2013). Quatre de ces cinq années sont aussi concentrées sur la fin de la période, atypique car marquée par la crise financière de 2008-2009.

Sur une période de près de quarante ans, l'élasticité de la recette d'IR à l'activité peut avoir connu des variations importantes, au gré notamment des changements de législation. Pour vérifier si la valeur de l'élasticité estimée est stable dans le temps, la présence de ruptures structurelles est testée (spécification 5). Aucune rupture n'a pu être mise en évidence et réestimer le modèle sur deux sous-périodes égales ne révèle pas de différence marquante entre les élasticités estimées.

Le modèle utilisé jusqu'à présent contraint implicitement le volume et le prix à avoir le même effet, conformément à la littérature. La spécification 6 lève cette hypothèse et teste dans quelle mesure un effet volume et un effet prix distincts peuvent améliorer le pouvoir explicatif du modèle. Les deux coefficients associés sont statistiquement différents. L'élasticité-prix est unitaire, ce qui implique que les prix ont un effet neutre sur l'IR. À l'inverse, l'IR est très sensible à la conjoncture (élasticité de 1,7).

L'étude de la dynamique du modèle passe par l'estimation d'un modèle à correction d'erreur (spécification 7). L'élasticité de long terme des recettes au PIB est de 1,23, ce qui est légèrement supérieur à sa valeur de court terme (1,10) estimée jusque là. Un léger décalage existe donc entre la variation de revenu et sa traduction en termes de variation de la recette d'IR. Une caractéristique propre à la mécanique de l'impôt peut expliquer le caractère graduel de l'ajustement : l'étalement dans le temps du paiement de certains revenus exceptionnels ou lors de difficultés financières, la liquidation progressive de contentieux sont cohérents avec cet ajustement à la marge après la première année. Cette dynamique peut également traduire le fait que l'assiette de l'IR réagit moins que l'activité à court terme. Ce phénomène peut s'expliquer par le cycle de productivité : les variations de la masse salariale, qui constitue l'essentiel de l'assiette de l'IR, sont retardées par rapport au cycle économique du PIB. Cette analyse est toutefois à nuancer, dans la mesure où la différence entre l'élasticité de court et de long terme n'est pas significative. Les effets décrits ici sont donc de second ordre pour expliquer la progression spontanée de la recette d'IR.

Tableau 5 : Principales estimations d'élasticité de l'IR au PIB

Spécification	Estimation initiale	Choc d'activité	Deux régimes d'activité	Effet comportemental (MN)	MN hausse et baisse	Rupture temporelle	Effet volume/prix	ECM	Estimation optimisée
Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(4')	(5)	(6)	(7)	(8)
$\Delta \ln(\text{PIB})_{t-1}$ (élasticité de CT)	1,11 *** (0,14)	1,11 *** (0,14)	1,30 *** (0,26)	1,11 *** (0,14)	1,06 *** (0,14)	1,13 *** (0,14)	-	1,10 *** (0,13)	-
$\Delta \ln(\text{PIB})_{t-1} \times 10G > 0$	-	-	-0,19 NS (0,22)	-	-	-	-	-	-
$\Delta \ln(\text{PIB})_{t-1} \times 1t > 1997$	-	-	-	-	-	0,13 NS (0,27)	-	-	-
Force de rappel	-	-	-	-	-	-	-	-0,39 ** (0,15)	-
Élasticité de long terme	-	-	-	-	-	-	-	1,23 *** (0,03)	-
Choc non anticipable	-	0,20 NS (0,29)	-	-	-	-	-	-	-
Mesures IR	-	-	-	-0,07 NS (0,13)	-	-	-	-	-
Mesures IR baisse	-	-	-	-	0,29 NS (0,22)	-	-	-	-
Mesures IR hausse	-	-	-	-	-0,39 * (0,21)	-	-	-	-
$\Delta \ln(\text{PIB volume})_{t-1}$	-	-	-	-	-	-	1,70 *** (0,36)	-	1,65 *** (0,31)
$\Delta \ln(\text{déflateur du PIB})_{t-1}$	-	-	-	-	-	-	0,98 *** (0,15)	-	1,02 *** (0,12)
Indicatrices années	NON	NON	NON	NON	NON	NON	NON	NON	OUI (1)
DW	2,11	2,14	2,11	2,17	2,15	2,15	2,27	1,82	2,07
R <sup>2</sup> adj	0,66	0,65	0,65	0,65	0,68	0,65	0,68	0,71	0,77
RSME (% PIB)	0,157	0,156	0,154	0,156	0,154	0,154	0,142	0,149	0,120
Erreur moyenne absolue (% PIB)	0,122	0,118	0,114	0,121	0,120	0,120	0,114	0,121	0,101
Erreur maximum (% PIB)	0,403	0,427	0,426	0,409	0,353	0,417	0,325	0,381	0,259

(1) Dans le cadre de la procédure des Saturated OLS, deux indicatrices isolant les années 1991 et 2003 sont ajoutées.

Période d'estimation : 1979-2013.

Les seuils de significativité à 10 %, 5 % et 1 % sont signalés respectivement par \*, \*\* et \*\*\*. Les écarts-types sont entre parenthèses. Le RMSE, l'erreur moyenne absolue et l'erreur maximum sont calculés à partir des écarts entre la recette observée et celle reconstruite selon l'équation (5), exprimés en % du PIB.

En gras, le modèle retenu.

La spécification 8, obtenue en combinant la méthode des saturated OLS pour contrôler d'éventuels points aberrants<sup>20</sup> et une procédure de sélection automatique des variables, se concentre sur la distinction entre un effet-volume et un effet-prix et conduit à retenir deux variables indicatrices contrôlant deux années (1991 et 2003). Ces deux années peuvent correspondre à un défaut de notre méthode de correction des mesures discrétionnaires, ou plus simplement à des points « aberrants ». En définitive, cette spécification est celle qui s'ajuste le mieux à la recette d'IR, avec un écart moyen de 0,12 % de PIB (cf. Tableau 5).

Pour tenter de capturer les effets de composition de la croissance et affiner la performance du modèle, un travail sur les assiettes est mené. Plusieurs assiettes autres que le PIB sont ainsi introduites pour répliquer la spécification 8. La performance de ces modèles est ensuite comparée.

L'assiette de l'IR est construite à partir du secteur institutionnel des ménages de la comptabilité nationale. Le revenu disponible brut est un candidat possible (assiette a), mais il ne constitue pas une base fiscale précise. Une assiette plus élaborée est alors construite progressivement. L'une d'elle s'appuie sur les revenus salariaux et les revenus de remplacement : c'est l'ensemble des salaires nets des cotisations sociales salariales, des

<sup>20</sup> Appliquée à chaque spécification, la méthode des *saturated OLS* permet également de conclure à la robustesse des estimations : l'introduction d'indicatrices temporelles ne joue pas sur la significativité et l'ordre de grandeur des coefficients estimés.

pensions et des allocations chômage (assiette b). Une version plus précise de l'assiette y ajoute le revenu mixte et l'EBE des ménages hors loyers imputés (assiette c). Enfin, l'introduction des revenus nets du capital des ménages conduit à une quatrième assiette (assiette d). Cette dernière assiette, *a priori* la plus précise, s'inspire du travail de Morris et al. (2009). Comme le PIB, ces assiettes portent sur l'année précédant la recette fiscale pour prendre en compte le décalage entre le paiement de l'impôt et le fait générateur. Pour séparer l'effet volume de l'effet prix de ces assiettes, le salaire moyen par tête est utilisé comme déflateur.

Les résultats de l'estimation apparaissent dans le tableau 6. Tous exhibent un effet-prix unitaire, et (à l'exception de l'assiette a) une surréaction à la croissance en volume des revenus. En définitive, les résultats obtenus avec les assiettes sont semblables à ceux avec le PIB. En revanche, les indicateurs de performance des modèles et les écarts-types indiquent, de manière un peu surprenante, une moindre précision des estimations sur les assiettes.

**Tableau 6 : Principales estimations d'élasticité de l'IR à différentes assiettes fiscales**

Spécification 8 en fonction	du PIB (rappel)	du revenu disponible brut	des salaires, pensions et allocations chômage	des salaires, pensions et allocations chômage, revenu mixte	des salaires, pensions et allocations chômage, revenu mixte, revenus du capital
Variables	(8)	(8a)	(8b)	(8c)	(8d)
$\Delta \ln(\text{assiette volume})_{t-1}$ (1)	1,65 *** (0,31)	1,06 *** (0,38)	2,18 ** (0,90)	1,46 ** (0,57)	1,44 *** (0,50)
$\Delta \ln(\text{SMPT})_{t-1}$ (2)	1,02 *** (0,12)	1,10 *** (0,16)	1,16 *** (0,15)	1,15 *** (0,15)	1,10 *** (0,14)
Indicatrices années (3)	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI
DW	2,07	1,77	1,77	1,89	1,97
R <sup>2</sup> adj	0,77	0,66	0,64	0,65	0,66
RSME (% PIB)	0,120	0,161	0,168	0,161	0,154
Erreur moyenne absolue (% PIB)	0,101	0,136	0,142	0,133	0,129
Erreur maximum (% PIB)	0,259	0,329	0,364	0,356	0,337

(1) Le passage au volume est obtenu en déflatant les assiettes de l'évolution du SMPT.

(2) Le SMPT est le salaire net annuel moyen par tête. Sa croissance est un candidat naturel pour capter l'effet prix de la croissance des assiettes. Le déflateur utilisé pour l'estimation en fonction du PIB reste celui du PIB lui-même.

(3) Deux indicatrices égales respectivement à 1 en 1991 et en 2003, et égales à zéro sinon.

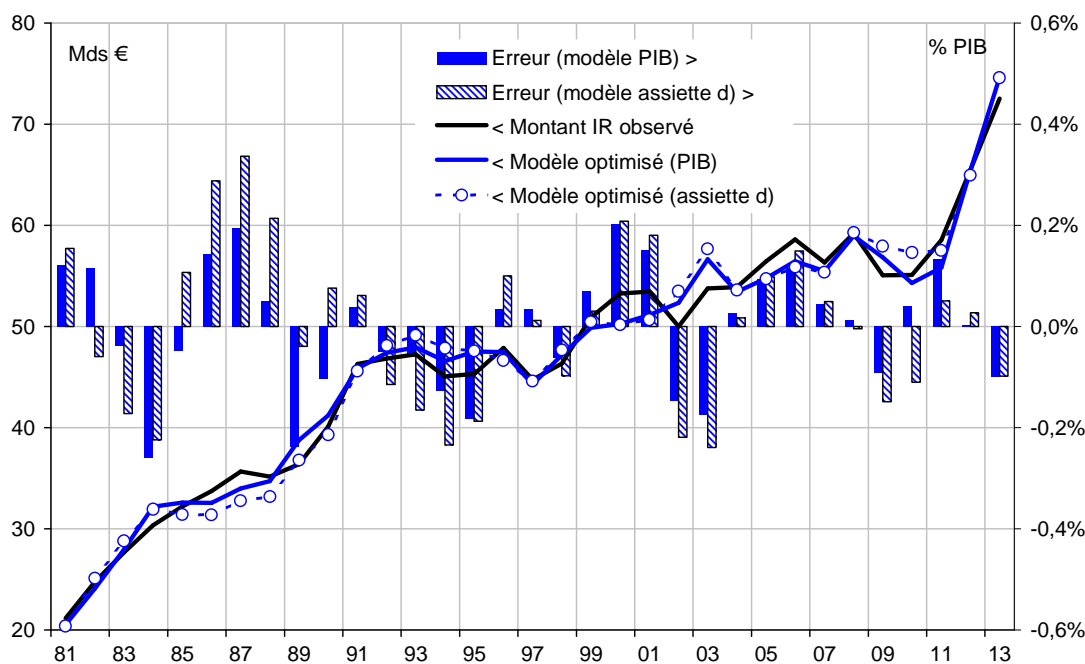
Période d'estimation : 1979-2013.

Les seuils de significativité à 10 %, 5 % et 1 % sont signalés respectivement par \*, \*\* et \*\*\*. Les écarts-types sont entre parenthèses. Le RMSE, l'erreur moyenne absolue et l'erreur maximum sont calculés à partir des écarts entre la recette observée et celle reconstruite selon l'équation (5), exprimés en % du PIB.

En gras, le modèle retenu.

Le meilleur des modèles, celui estimé à partir de l'assiette la plus exhaustive, est confronté au modèle estimé sur le PIB dans le graphique 6. Il ressort de la confrontation entre ces deux modèles que les séries de recettes estimées sont toutes les deux relativement fidèles à la série observée. Par ailleurs, le modèle basé sur le PIB retardé est plus précis en fin de période que celui basé sur l'assiette. Contrairement à la conclusion de Morris et al. (2009), la précision de l'assiette influe sur celle des résultats. Cette approche à l'aide de l'assiette fiscale se heurte toutefois à des limitations : l'assiette taxable n'est pas corrigée de la part déductible de la CSG, ni des cotisations assises sur les revenus du capital ou de remplacement. De même, elle ne permet pas davantage que les spécifications basées sur le PIB de distinguer la part de la croissance des revenus qui augmente effectivement l'assiette taxable, compte tenu du fait qu'une large part des foyers fiscaux sont exonérés d'IR en France. Comme les modèles se trompent en général dans le même sens, la capacité du modèle estimé sur l'assiette à capter des effets de composition que le PIB ne capte pas semble limitée.

Graphique 7 : Comparaison observé/simulé et écart d'ajustement sur l'IR



Source : calculs Insee

### IV.3 La taxe sur la valeur ajoutée

Dans le cas de la TVA, les élasticités sont calculées par rapport à la VA et non au PIB. En effet, le PIB comprend des impôts sur les produits (nets des subventions) et donc la TVA elle-même, ce qui n'est pas le cas avec la VA. Comme déjà signalé, l'élasticité de la TVA à l'activité est légèrement supérieure à 1 à court terme (spécification 1 du tableau 7) sans en être statistiquement différente. La TVA étant un prélèvement globalement proportionnel portant sur pratiquement toute la VA, une élasticité unitaire est attendue. Plusieurs éléments pourraient expliquer que l'élasticité de la TVA dépasse l'unité en France. D'une part, la croissance française est davantage orientée vers sa demande intérieure (soumise à la TVA) plutôt que vers l'exportation (exonérée de TVA). Les pays dont la balance commerciale est déficitaire perçoivent plus de recettes de TVA que les pays à balance commerciale excédentaire, à système fiscal identique. D'autre part, en début de période les taux de TVA y sont plus élevés pour les biens « de luxe », réagissant plus que proportionnellement à une variation du revenu. Cette structure des taux de TVA est stable dans le temps en France : les biens dits « supérieurs » y sont plus taxés que les biens de première nécessité sur l'ensemble de la période. Jusqu'en 1992, un taux majoré était même appliqué aux produits de luxe comme les automobiles ou les parfums.

Les chocs non anticipés n'ont pas d'impact sur la recette de TVA (spécification 2). Celle-ci étant une taxe indirecte payée au moment de chaque transaction et pas assise sur un état passé de l'économie comme l'IR ou l'IS, les décalages temporels ne perturbent pas la perception des recettes car les variations d'activité sont incorporées dans le comportement des agents de manière contemporaine. De même, il n'existe pas de différence entre les phases hautes et basses du cycle économique en termes d'élasticité de la TVA (spécification 3).

Pour mesurer l'impact des mesures nouvelles concernant la TVA, un travail préalable a consisté à neutraliser les mesures de transfert, neutres sur le comportement des contribuables. L'impact des mesures nouvelles sur l'évolution spontanée révèle qu'une mesure augmentant la recette de TVA de 1 % se traduit par un ralentissement de l'évolution spontanée de 0,16 point (spécification 4). Mais, cet effet n'est pas significatif. La présence d'asymétrie a été testée mais rejetée, les coefficients étant proches l'un de l'autre (spécification 4').

Tableau 7 : Principales estimations d'élasticité de la TVA à la VA

Spécification	Estimation initiale	Choc d'activité	Deux régimes d'activité	Effet comportemental (MN)	MN hausse et baisse	Rupture temporelle	Effet volume/prix	ECM	Estimation optimisée
Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(4')	(5)	(6)	(7)	(8)
$\Delta \ln(\text{VA})_t$ (élasticité de CT)	1,10 *** (0,07)	1,04 *** (0,08)	1,08 *** (0,13)	1,10 *** (0,07)	1,10 *** (0,07)	1,13 *** (0,06)	-	1,10 *** (0,07)	-
$\Delta \ln(\text{VA})_t \times 1_{\text{OG} > 0}$	-	-	0,01 NS (0,11)	-	-	-	-	-	-
$\Delta \ln(\text{VA})_t \times 1_{t > 1996}$	-	-	-	-	-	0,35 *** (0,12)	-	-	-
Force de rappel	-	-	-	-	-	-	-	-0,28 ** (0,14)	-
Élasticité de long terme	-	-	-	-	-	-	-	1,06 *** (0,02)	-
Choc non anticipable	-	0,25 NS (0,15)	-	-	-	-	-	-	-
Mesures TVA	-	-	-	-0,16 NS (0,14)	-	-	-	-	-
Mesures TVA baisse	-	-	-	-	-0,18 NS (0,30)	-	-	-	-
Mesures TVA hausse	-	-	-	-	-0,16 NS (0,19)	-	-	-	-
$\Delta \ln(\text{VA volume})_t$	-	-	-	-	-	-	1,66 *** (0,15)	-	1,56 *** (0,13)
$\Delta \ln(\text{déflateur de la VA})_t$	-	-	-	-	-	-	0,98 *** (0,06)	-	1,02 *** (0,05)
Indicatrices années	NON	NON	NON	NON	NON	NON	NON	NON	OUI(1)
DW	1,40	1,59	1,40	1,49	1,49	1,64	1,84	1,28	1,93
R <sup>2</sup> adj	0,88	0,89	0,88	0,88	0,88	0,91	0,92	0,89	0,95
RSME (% PIB)	0,209	0,191	0,209	0,199	0,199	0,174	0,150	0,200	0,105
Erreur moyenne absolue (% PIB)	0,175	0,160	0,175	0,163	0,163	0,141	0,123	0,173	0,080
Erreur maximum (% PIB)	0,490	0,457	0,492	0,521	0,521	0,380	0,394	0,397	0,239

(1) Quatre indicatrices égales à 1 en 1983, 1986, 1992 et 1993 respectivement, et égales à zéro sinon. Période d'estimation : 1979-2013. Les seuils de significativité à 10, 5 et 1% sont signalés par \*, \*\* et \*\*\* ; NS : non-significatif. Les écarts-types sont entre parenthèses. Le RMSE, l'erreur moyenne absolue et l'erreur maximum sont calculés à partir des écarts entre la recette observée et celle reconstruite selon l'équation (5), exprimés en % du PIB.

En gras, le modèle retenu.

Sur l'ensemble de la période, l'élasticité de la recette de TVA peut avoir évolué, sous l'impulsion des changements législatifs ou de changements dans la structure de consommation des agents. La présence de ruptures est donc testée à son tour. Des ruptures sont détectées. Le modèle est donc réestimé en autorisant le coefficient à prendre deux valeurs distinctes avant et après 1996<sup>21</sup> (spécification 5). L'élasticité de la TVA à l'activité a significativement augmenté sur la période récente, de 1,13 pour les années 1979-1996 à 1,48 pour les années 1997-2013. La hausse de l'élasticité de court terme sur la période récente pourrait concorder avec une modification du panier de consommation des ménages : conformément à la loi d'Engel, la croissance économique a pu permettre aux ménages de consommer davantage de biens supérieurs dans la période récente. La part volatile du panier de consommation des ménages se serait ainsi accrue, entraînant une réaction plus importante aux fluctuations de l'activité sur la période récente, à la hausse comme à la baisse. Cette interprétation est cohérente avec l'analyse menée par l'Insee des changements dans la consommation en France sur les cinquante dernières années (*Cinquante ans de consommation en France*, Insee 2009)<sup>22</sup>.

Distinguer un effet volume et un effet prix (spécification 6) permet d'expliquer plus finement la réponse de la recette de TVA à l'activité. Les deux coefficients estimés sont

<sup>21</sup> La date de 1996 est retenue car elle correspond à la moitié de l'échantillon disponible, ce qui renforce la puissance des tests de significativité. Elle marque également une période à partir de laquelle la structure générale du barème n'évolue plus que marginalement par de légers changements de taux. De plus, le test de Chow indique la date de 1996 comme la date de rupture maximisant le pouvoir explicatif du modèle.

<sup>22</sup> Voir en particulier les tableaux de la page 15. Les dépenses d'habillement et d'alimentation ont décliné pour laisser la place à davantage de consommation de loisirs, transport et santé. L'essor récent de la consommation de biens technologiques est quant à elle compensée par la baisse continue du prix de ces biens.



statistiquement distincts l'un de l'autre. Les prix ont un effet neutre sur la recette de TVA : une inflation de 1 % supplémentaire occasionne une hausse de recette de 1 % toutes choses égales par ailleurs. En revanche, la recette réagit plus fortement à un choc sur l'activité, mesurée par la croissance contemporaine de la VA en volume.

L'estimation d'un modèle ECM (spécification 7) permet de distinguer une dynamique de court et de long terme. L'élasticité de long terme des recettes à la VA est de 1,06, légèrement inférieure à sa valeur de court terme (1,10) estimée jusqu'alors. La différence entre les deux élasticités n'est pas significative, mais une élasticité de court terme supérieure peut s'expliquer par le fait que l'assiette de la TVA est plus volatile que la VA. À court terme, un choc d'activité tend à déformer temporairement la structure de consommation des ménages ou des investissements des entreprises (Morer, 2013). Ces déformations ne sont que transitoires<sup>23</sup>. Elles peuvent aussi être amplifiées par d'éventuels problèmes de paiement ou de trésorerie que les recettes budgétaires retracent car elles sont enregistrées en comptabilité de caisse. À long terme, la structure de la demande entre biens normaux et supérieurs est plus stable.

En définitive, les modèles expliquent l'évolution spontanée des recettes de TVA de manière assez semblable. L'utilisation d'un modèle ECM n'a qu'un apport limité par rapport à une simple décomposition du modèle de court terme entre volume et prix. La spécification « optimale » exclut d'ailleurs la structure en ECM pour se concentrer sur la distinction entre effet volume et effet prix, en y ajoutant quatre variables indicatrices en 1983, 1986, 1992 et 1993. Ces variables peuvent s'interpréter comme une correction supplémentaire à notre retraitement de la série de recettes, notamment au début des années 1990 pendant lesquelles les mesures nouvelles ayant trait à la TVA sont complexes à analyser. Par ailleurs, l'introduction d'indicatrices temporelles avec la méthode des *saturated OLS* ne joue pas sur la significativité et l'ordre de grandeur des coefficients estimés.

L'élasticité exprimée en fonction du PIB ne parvient pas à capter d'éventuels effets de structure et tendances dans la consommation. Des régressions alternatives sont menées sur des assiettes de la TVA plus proches que la VA. Les différentes assiettes ont été au préalable corrigées de la TVA. La première assiette est la consommation contemporaine hors TVA (assiette a), la plus couramment utilisée dans ce type d'exercice. D'autres éléments ont ensuite été ajoutés. Une seconde assiette (b) ajoute l'investissement public et privé (hors TVA également). Une troisième assiette, ajoutant également les consommations intermédiaires (c), est aussi testée. Ces assiettes sont pondérées, de manière à prendre en compte la plus ou moins grande taxation de ses composantes. Comme l'illustre le tableau 8, les résultats d'estimation sont relativement semblables à ceux obtenus avec la VA pour l'effet prix. En revanche, l'effet volume de court terme diminue pendant que l'assiette s'enrichit ; dans le même temps, la précision du modèle s'améliore.

---

<sup>23</sup> Par exemple, un choc positif peut se traduire par des dépenses « extras », comme l'acquisition de biens durables ou des projets d'investissement. Une fois ces achats accomplis, ils sont plus difficilement répétés en cas de nouveau choc positif. À l'inverse, la réponse à un choc négatif par le report de consommation en biens durables ou d'investissement n'est pas tenable sur une période longue. Dans les deux cas, les échanges reviennent vers un niveau d'équilibre au cours du temps. Dans l'Insee Première n°1450 de juin 2013, le repli de la consommation est analysé : il est concentré sur les dépenses de loisirs et l'automobile. Ce sont donc les biens durables et/ou supérieurs qui servent principalement à ajuster la consommation des ménages, au contraire de la consommation alimentaire, dite « de première nécessité », qui reste stable sur la période.

**Tableau 8 : Principales estimations (1979-2013) d'élasticité de la TVA à différentes assiettes fiscales**

Spécification 8 en fonction :	du PIB (rappel) (8)	de conso. totale (8a)	de conso. totale et investissement (8b)	de conso totale, conso intermédiaire et d'investissement (8c)
Variables				
$\Delta \ln(\text{assiette en volume})_t$ (1)	1,56 *** (0,13)	1,89 *** (0,37)	1,63 *** (0,16)	<b>1,45 ***</b> <b>(0,12)</b>
$\Delta \ln(\text{déflateur de l'assiette})_t$	1,02 *** (0,05)	0,86 *** (0,09)	0,94 *** (0,06)	<b>0,98 ***</b> <b>(0,05)</b>
Indicatrices années (2)	OUI	OUI	OUI	<b>OUI</b>
DW	1,93	1,82	2,06	<b>1,89</b>
R <sup>2</sup> adj	0,95	0,84	0,93	<b>0,95</b>
RSME (% PIB)	0,105	0,206	0,123	<b>0,112</b>
Erreur moyenne absolue (% PIB)	0,080	0,157	0,091	<b>0,091</b>
Erreur maximum (% PIB)	0,239	0,506	0,340	<b>0,266</b>

(1) Le passage au volume est obtenu en déflatant les assiettes en valeur avec leur propre prix.

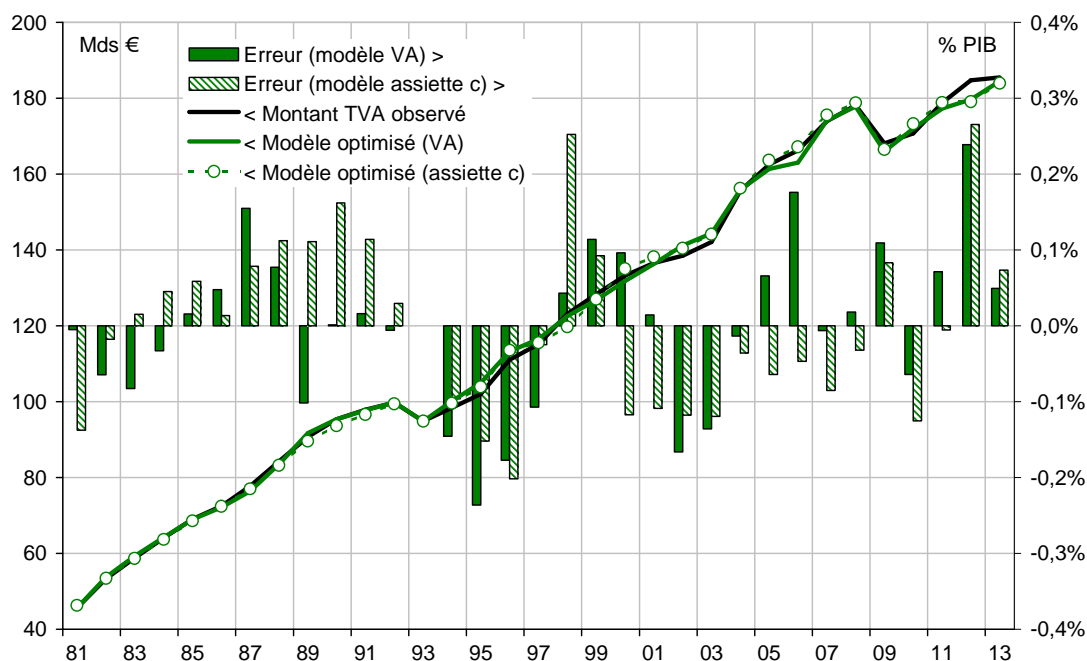
(2) Quatre indicatrices égales à 1 en 1983, 1986, 1992 et 1993, et égales à zéro sinon.

Période d'estimation : 1979-2013.

Les seuils de significativité à 10, 5 et 1% sont signalés par \*, \*\* et \*\*\* ; NS : non-significatif. Les écarts-types sont entre parenthèses. Le RMSE, l'erreur moyenne absolue et l'erreur maximum sont calculés à partir des écarts entre la recette observée et celle reconstruite selon l'équation (5), exprimés en % du PIB.

En gras, le modèle retenu.

**Graphique 8 : Comparaison observé/simulé et écart d'ajustement sur la TVA**



Source : calculs Insee

Parmi les trois assiettes, la plus pertinente est celle qui est composée des consommations finale et intermédiaire et de l'investissement. La confrontation des modèles 8 et 8c montre que ces modèles se trompent d'une façon assez proche (graphique 8). Le modèle basé sur l'assiette se trompe moins que le modèle basé sur la VA en fin de période, même si sur l'ensemble de la période ce dernier apparaît plus performant.

#### **IV.4 L'impôt sur les sociétés**

##### *Des recettes difficiles à expliquer*

Dans le cas de l'IS, avant d'entrer dans des considérations économétriques, il est important d'avoir un aperçu des modalités de versement de cet impôt. En première approximation, le PIB de l'année précédente devrait suffire à expliquer l'évolution des recettes d'IS. Cette approche a été adoptée dans l'estimation initiale d'élasticité de court terme (spécification 1, cf. Tableau 9). En effet, l'IS dû au titre de l'année N est versé en quatre acomptes au cours de l'année N. Le montant de ces acomptes est déterminé à partir du bénéfice fiscal de l'année précédente. L'IS est ensuite liquidé au début de l'année suivante. Mais en pratique, la conjoncture de l'année N-1 ne suffit pas à expliquer l'évolution des recettes d'IS en N. D'autres facteurs complexifient la relation entre l'évolution des recettes et celle de l'activité de l'année précédente. Ceci peut expliquer que l'élasticité estimée par rapport au seul PIB retardé ne soit pas significative.

Les entreprises ont la possibilité de moduler les acomptes qu'elles versent. Lorsque leur compte de résultat est en déficit, elles peuvent reporter le paiement de l'IS sur les bénéficiaires suivants (report en avant du déficit) ou sur un bénéfice de l'exercice précédent (report en arrière du déficit). Dans le premier cas, le report du paiement peut s'étaler sur les années suivantes sans limitation de durée. Dans le second cas, le report autorisé sur des années antérieures<sup>24</sup> pour lesquelles l'IS a déjà été perçu se traduit par une créance d'impôt pour les entreprises. Celle-ci peut alors être utilisée pour le paiement de l'IS des cinq années suivant la clôture de l'exercice au titre duquel l'option a été exercée à hauteur du montant non imputé sur l'IS. Elle est ensuite remboursée au terme de ces cinq années si elle n'a pas été utilisée dans ce délai pour le paiement de l'IS ; ce dernier cas ne sera pas observable ici, car les estimations sont effectuées sur l'IS brut, i.e. hors remboursements. Par ailleurs, depuis 2005, les entreprises dont le chiffre d'affaires est supérieur à un certain seuil<sup>25</sup> doivent réviser le montant du quatrième acompte en fonction du bénéfice estimé pour l'année en cours ; c'est le cinquième acompte. Ainsi, une partie des entreprises verse les quatre acomptes sur la base du bénéfice de l'année précédente, tandis que l'autre incorpore d'ores et déjà l'information disponible pour l'année en cours. Enfin, au moment de la liquidation, si le montant des acomptes versés s'avère supérieur au montant dû, l'excédent est alors remboursé. De même, ce dernier cas ne peut être pris en compte dans l'estimation, car il passe par des remboursements qui ne sont pas considérés ici.

##### *Résultats des estimations d'élasticité de l'IS au PIB*

Afin d'améliorer la première estimation sur le seul PIB retardé (spécification 1 du tableau 9), quelques pistes sont envisagées pour essayer de capturer l'effet du report de déficits aux années suivantes et de la révision du cinquième acompte pour les grandes entreprises. C'est le rôle attribué à la variable de choc non anticipé de revenu (spécification 2), i.e. l'effet surprise d'une croissance de l'activité plus ou moins forte au vu de l'activité de l'année précédente. Avec l'introduction de cette variable, l'élasticité au PIB retardé devient significative. Comparé à la littérature existante, l'élasticité de l'IS au PIB retardé est plus faible et reste proche de l'unité pour chaque spécification testée. À l'inverse, l'IS surréagit à un choc non anticipé : une baisse (resp. hausse) non anticipée de l'activité de 1 % entraîne une baisse (resp. hausse) de recette d'IS brut contemporain d'environ 3 %. Les recettes d'IS s'ajusteraient donc rapidement à la conjoncture et joueraient alors un rôle de stabilisateur, grâce au mécanisme de report de paiement de l'IS et au cinquième acompte révisé à la baisse pour les grandes entreprises. Les entreprises, soumises à des contraintes financières, peuvent ainsi soulager leur trésorerie. La surréaction de l'IS au choc non anticipé peut s'expliquer par la volatilité du bénéfice des entreprises sur lequel est assis l'IS.

<sup>24</sup> Suite à la deuxième loi rectificative pour 2011, le report ne peut se faire que sur le bénéfice de l'exercice précédent dans la limite d'1 M€ (contre les trois exercices précédents avant).

<sup>25</sup> 1 Md€ de chiffre d'affaires à partir de 2005, puis 500 M€ à partir de 2007 et 250 M€ depuis 2013.

La question d'une réaction asymétrique au choc de revenu non anticipé peut se poser : la réaction serait immédiate quand la conjoncture est mauvaise, mais pas nécessairement quand elle est meilleure. Une telle asymétrie a été testée en fonction du signe de l'output gap, mais, elle n'est pas significative. De même, l'hypothèse d'une réaction différenciée de l'IS au PIB selon le régime économique a été testée (spécification 3). Le résultat est assez surprenant au vu de ce qui est attendu : en phase basse de l'économie, l'élasticité de l'IS est très forte (2,42), tandis qu'elle est unitaire en phase haute. Ce résultat est en contradiction avec celui de Wolswijk (2007) pour les Pays-Bas : en phase haute, les entreprises peuvent moins recourir au report de leur paiement d'IS.

Un autre facteur explicatif de l'évolution de l'IS réside dans les effets liés à l'introduction de mesures nouvelles plus ou moins importantes. Les mesures nouvelles jouent un rôle significatif (spécification 4). Ainsi, pour une année donnée, mettre en place des mesures nouvelles pour augmenter les recettes d'IS d'1 % diminuerait de 0,6 point l'évolution spontanée de celui-ci. L'interprétation de cet effet « mesures nouvelles » doit néanmoins être faite avec prudence, car son ampleur est trop importante pour être uniquement interprétée comme un effet d'éviction des mesures nouvelles. Par ailleurs, les mesures nouvelles orientées à la hausse peuvent engendrer des effets comportementaux différents de celles orientées à la baisse. Dans le cas de l'IS, les mesures nouvelles orientées à la baisse auraient un effet important (spécification 4'). Ce dernier résultat est cependant fragile, car la distinction des paramètres « MN baisse » et « MN hausse » n'est pas significative. Par la suite, cet effet « mesures nouvelles » n'est pas considéré. L'IS étant un impôt particulièrement difficile à expliquer, il n'est pas impossible que cette variable capture l'influence d'autres facteurs que le PIB qui n'ont en fait pas de lien avec les mesures nouvelles.

L'élasticité au PIB n'est pas stable sur la période. Des ruptures sont détectées autour de 1990<sup>26</sup>, soit peu après une période où la rémunération du capital dans la valeur ajoutée a beaucoup augmenté avant de se stabiliser autour de 32-33 %. Malgré la présence de ruptures, l'élasticité au PIB n'est pas significativement différente avant et après 1990 (spécification 5).

---

<sup>26</sup> Le test de Chow détecte des ruptures entre 1988 et 1991.

Tableau 9 : Principales estimations d'élasticité de l'IS au PIB

Spécification	Estimation initiale	Choc d'activité	Deux régimes d'activité	Effet MN	MN hausse et baisse	Rupture temporelle	Effet volume/prix	Effet volume/prix actifs	ECM	Estimation optimisée
	(1)	(2)	(3)	(4)	(4')	(5)	(6)	(6')	(7)	(8)
Variables										
$\Delta \ln(\text{PIB})_{t-1}$ (élasticité de CT)	0,97 ** (0,43)	0,95 *** (0,34)	2,42 *** (0,57)	0,83 ** (0,34)	0,90 ** (0,35)	1,14 *** (0,35)	-	-	1,03 ** (0,38)	-
$\Delta \ln(\text{PIB})_{t-1} \times 1_{\text{OG} > 0}$	-	-	-1,45 *** (0,48)	-	-	-	-	-	-	-
$\Delta \ln(\text{PIB})_{t-1} \times 1_{t > 1989}$	-	-	-	-	-	1,09 NS (0,67)	-	-	-	-
Force de rappel	-	-	-	-	-	-	-	-	0,09 NS (0,22)	-
Élasticité de long terme	-	-	-	-	-	-	-	-	1,70 *** (0,11)	-
Choc non anticipable	-	3,25 *** (0,72)	3,46 *** (0,65)	3,24 *** (0,7)	3,26 *** (0,7)	3,78 *** (0,78)	3,52 *** (0,64)	3,44 *** (0,54)	3,23 *** (0,77)	3,47 *** (0,50)
Mesures IS	-	-	-	-0,58 * (0,32)	-	-	-	-	-	-
MN baisse	-	-	-	-	-1,22 NS (0,77)	-	-	-	-	-
MN hausse	-	-	-	-	-0,26 NS (0,47)	-	-	-	-	-
$\Delta \ln(\text{PIB volume})_{t-1}$	-	-	-	-	-	-	3,40 *** (0,82)	2,03 ** (0,79)	-	1,84 ** (0,73)
$\Delta \ln(\text{déflateur du PIB})_{t-1}$	-	-	-	-	-	-	0,40 NS (0,35)	-	-	-
$\Delta \ln(\text{prix d'actifs})_{t-1}^{(1)}$	-	-	-	-	-	-	-	0,22 *** (0,06)	-	0,24 *** (0,05)
Indicatrices années	NON	NON	NON	NON	NON	NON	NON	NON	NON	OUI <sup>(2)</sup>
DW	1,46	1,56	1,83	1,33	1,31	1,56	2,01	2,29	1,61	2,31
R <sup>2</sup> adj	0,11	0,44	0,55	0,47	0,47	0,46	0,56	0,69	0,41	0,74
RSME (% PIB)	0,377	0,279	0,241	0,283	0,282	0,255	0,200	0,151	0,273	0,138
Erreur moyenne absolue (% PIB)	0,314	0,239	0,207	0,234	0,229	0,211	0,161	0,122	0,231	0,110
Erreur maximum (% PIB)	0,957	0,546	0,506	0,589	0,629	0,526	0,477	0,355	0,543	0,327

(1) À partir de 1988, la série de prix d'actifs correspond à l'indice du CAC 40. Avant 1988, elle est rétropolée à partir de l'indice des valeurs françaises à revenu variable, publié dans l'« Annuaire rétrospectif de la France 1948-1988 ». Période d'estimation : 1979-2013.

(2) Une indicatrice égale à 1 en 1996 et égale à zéro sinon.

Les seuils de significativité à 10, 5 et 1% sont signalés par \*, \*\* et \*\*\*; NS : non-significatif. Les écarts-types sont entre parenthèses. Le RMSE, l'erreur moyenne absolue et l'erreur maximum sont calculés à partir des écarts entre la recette observée et celle reconstruite selon l'équation (5), exprimés en % du PIB.

En gras, le modèle retenu.

Dans la mesure où les bénéfices des entreprises seraient davantage sensibles à l'activité réelle, il est également intéressant de tester l'existence d'un effet volume sur l'évolution de l'IS. D'après la spécification 6, l'élasticité de l'IS au PIB en volume est très forte. Cette élasticité supérieure à 2 reflète surtout la volatilité des bénéfices de l'entreprise à l'activité réelle et pourrait cacher des comportements d'optimisation, de faillite, de mécanismes de reports notamment en période de mauvaise conjoncture ou de fraude ; l'hypothèse d'un effet de fraude a été testée à partir d'un indicateur de pression fiscale comme le taux de prélèvements obligatoires, mais cet effet n'est pas statistiquement significatif (non reporté ici). L'effet prix n'est pas significatif. Toutefois, l'IS étant assis sur le bénéfice des entreprises, il est plus sensible au prix des actifs qu'au prix du PIB (spécification 6'). De même, le choc non anticipé a été distingué selon que le choc serait plutôt un choc de volume ou un choc de prix. Mais la distinction entre les deux effets n'est pas significative.

Enfin, une analyse dynamique des élasticités est effectuée à partir d'un ECM. La force de rappel n'étant pas significative (spécification 7), une telle spécification n'apporte pas d'information par rapport à l'estimation de la seule élasticité de court terme.

La spécification retenue est la spécification 8 qui distingue entre un effet « volume » conjoncturel et un effet prix qui se concentre sur la valorisation des actifs. Cette distinction

améliore sensiblement la précision de l'estimation. Le modèle inclut également une indicatrice en 1996, suite à l'estimation en « saturated OLS »<sup>27</sup>. Cette spécification minimise les écarts d'ajustements statistiques sur l'ensemble de la période (cf. Tableau 9). Elle est en outre un peu plus performante à partir des années 2000 (cf. Graphique 9).

#### Résultats des estimations d'élasticité de l'IS à différentes assiettes fiscales

La réaction importante de l'IS suite à un choc non anticipé de revenus peut surtout masquer la volatilité importante de l'assiette fiscale. Le bénéfice fiscal est difficile à reconstituer à partir des séries du secteur des sociétés financières et non financières de la comptabilité nationale, mais certaines variables sont habituellement utilisées dans la littérature. Des estimations alternatives d'élasticité ont été menées sur ces assiettes fiscales : l'excédent brut d'exploitation - EBE - (Price et al., 2014 ; Wolswijk, 2007), l'excédent net (hors consommation de capital fixe) d'exploitation - ENE - (Partouche et Olivier, 2011), et ces mêmes assiettes avec en addition les intérêts reçus, nets de ceux versés (Morris et al., 2009). L'élasticité de l'IS à chacune de ces assiettes est nettement plus faible que celle au PIB. En effet, l'élasticité au PIB est une forme réduite : elle est le produit de l'élasticité à l'assiette et de celle de l'assiette au PIB qui est très forte du fait de la volatilité de l'assiette fiscale. De même l'impact d'un choc non anticipé est plus faible, autour de l'unité. La spécification sur l'ENE (assiette b) est celle pour laquelle les écarts d'ajustement sont les plus faibles. Néanmoins, les estimations sur les assiettes n'améliorent pas sensiblement la qualité des estimations par rapport aux modélisations sur le PIB qui sont donc privilégiées (cf. Tableau 10 et Graphique 9).

**Tableau 10 : Principales estimations (1979-2013) d'élasticité de l'IS à différentes assiettes fiscales**

Spécification (8) en fonction	du PIB (rappel) (8)	de l'EBE (8a)	de l'ENE (8b)	de l'EBE moins intérêts (8c)	de l'ENE moins intérêts (8d)
Variables					
$\Delta \ln(\text{assiette volume})_{t-1}^{(1)}$	1,84 ** (0,73)	0,67 * (0,37)	<b>1,24 **</b> <b>(0,52)</b>	0,36 NS (0,34)	0,87 * (0,49)
$\Delta \ln(\text{prix d'actifs})_{t-1}^{(2)}$	0,24 *** (0,05)	0,21 ** (0,08)	<b>0,19 **</b> <b>(0,08)</b>	0,22 ** (0,10)	0,17 * (0,09)
Choc non anticipable <sup>(3)</sup>	3,47 *** (0,50)	0,96 *** (0,26)	<b>1,56 ***</b> <b>(0,34)</b>	0,72 *** (0,25)	1,31 *** (0,34)
Indicatrices années <sup>(4)</sup>	OUI	OUI	<b>OUI</b>	OUI	OUI
DW	2,31	1,71	1,93	1,54	1,69
R <sup>2</sup> adj	0,74	0,51	0,58	0,44	0,52
RSME (%PIB)	0,138	0,212	0,184	0,238	0,212
Erreur moyenne absolue (%PIB)	0,110	0,164	0,143	0,186	0,163
Erreur maximum (%PIB)	0,327	0,558	0,473	0,528	0,476

(1) Le passage au volume est obtenu en déflatant les assiettes avec le prix du PIB

(2) À partir de 1988, la série de prix d'actifs correspond à l'indice du CAC 40. Avant 1988, elle est rétropolée à partir de l'indice des valeurs françaises à revenu variable, publié dans l'« Annuaire rétrospectif de la France 1948-1988 ».

(3) Calculé en fonction de l'assiette considérée selon la même méthode que pour les estimations sur le PIB.

(4) Une indicatrice égale à 1 en 1996 et égale à zéro sinon.

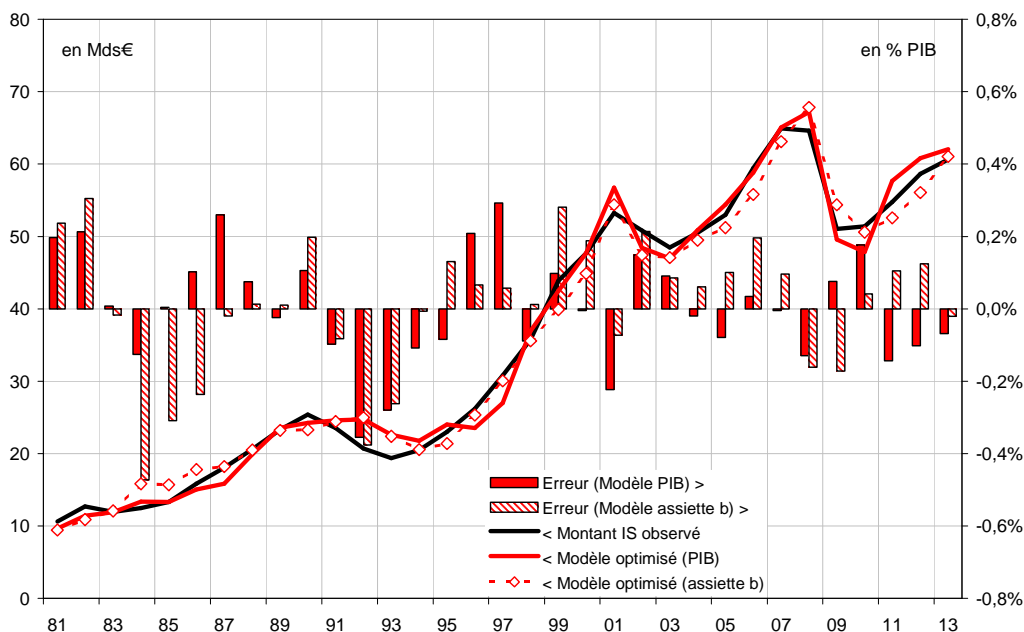
Période d'estimation : 1979-2013.

Les seuils de significativité à 10, 5 et 1% sont signalés par \*, \*\* et \*\*\* ; NS : non-significatif. Les écarts-types sont entre parenthèses. Le RMSE, l'erreur moyenne absolue et l'erreur maximum sont calculés à partir des écarts entre la recette observée et celle reconstruite selon l'équation (5), exprimés en % du PIB.

En gras, le modèle retenu.

<sup>27</sup> Les coefficients estimés sont robustes à l'introduction d'indicatrices temporelles pour toutes les spécifications sauf la spécification 4'. En effet, la méthode des *saturated OLS* introduit des indicatrices pour trois années (1983, 1992 et 1999) et l'élasticité aux mesures nouvelles à la baisse devient significative au seuil de 5 %.

Graphique 9 : Comparaison observé/simulé et écart d'ajustement (en % de PIB) sur l'IS

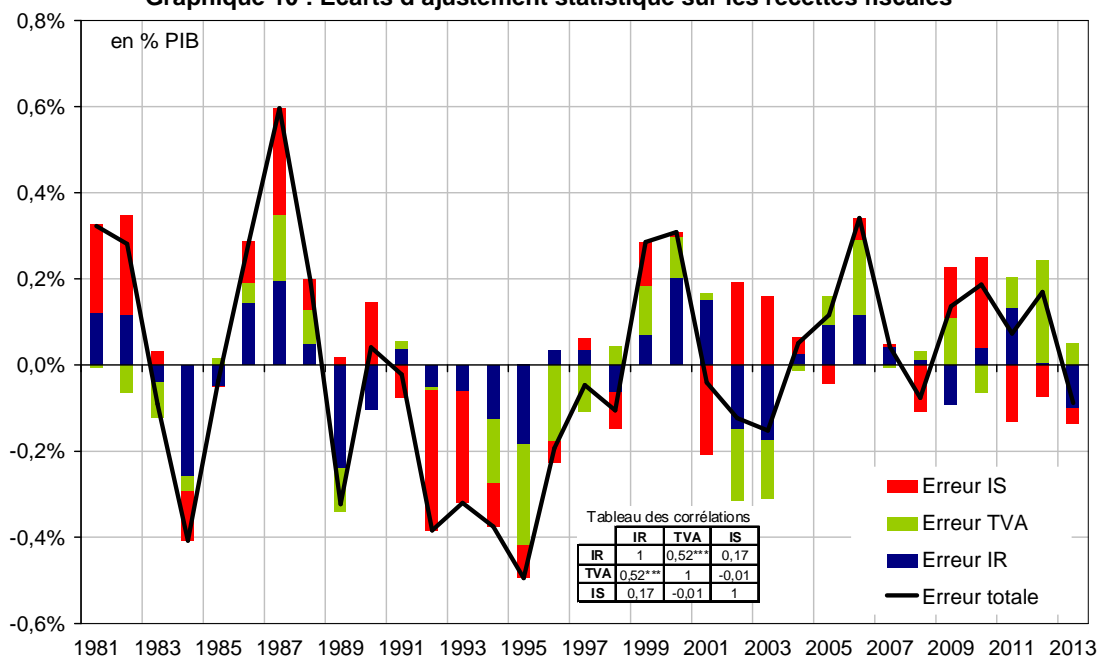


Source : calculs Insee.

#### IV.5 Étude des corrélations entre écarts d'ajustement statistique

Les écarts d'ajustement de prévision *in sample* des modèles retenus pour expliquer les recettes d'IR, IS et TVA bruts sont présentés dans le graphique 10. L'essentiel des écarts d'ajustement statistique de prévision vient du modèle sur l'IS brut, pour lequel les erreurs peuvent atteindre une taille supérieure à 10 % de la recette totale d'IS observée. Bien que pouvant atteindre près de 7 Mds€, les écarts d'ajustement sur la recette de TVA rapportés à leur recette totale sont d'un ordre de grandeur nettement moins important.

Graphique 10 : Écarts d'ajustement statistique sur les recettes fiscales



Note : Les écarts d'ajustement sont définis à partir des estimations optimisées (spécification 8) de chaque impôt.

Source : calculs Insee.

Les écarts cumulés des trois impôts sont centrés, de moyenne absolue faible (0,2 % de PIB) et d'ampleur maximale limitée (0,6 % de PIB). Les écarts d'ajustement ont tendance à être de même signe, sauf en fin de période.

Sur l'ensemble de la période, les écarts d'ajustement sur la recette de l'IS sont faiblement corrélés à celles de l'IR (+0,17) et à celles de la TVA (-0,005). En revanche, les écarts d'ajustement sur la recette de TVA et celles sur l'IR ont une corrélation positive plus importante et significative (+0,52). L'analyse des corrélations sur deux sous-périodes montre qu'en réalité, les écarts d'ajustement d'IS et de TVA sont assez fortement corrélés, mais par sous-périodes, d'abord positivement (+0,31 sur les années 1981-1996) puis négativement (-0,41 de 1997 à 2013) ; la corrélation n'est toutefois significative que sur la période 1997-2013. La corrélation entre l'IS et l'IR est également importante et significative sur les deux sous-périodes (+0,54 puis -0,46).

Concernant l'IS brut, une limite importante de l'exercice mené ici est que les chocs non anticipés d'activité sont lissés grâce à des dispositifs législatifs permettant le report en arrière des déficits, qui passent par des variations de remboursements non pris en compte ici. L'absence de prise en compte des remboursements de TVA limite probablement aussi la précision du modèle. La définition d'une assiette taxable plus précise de l'IS devrait également permettre d'affiner le pouvoir explicatif du modèle.



## Conclusion

Dans cette étude, les élasticités de recettes fiscales à l'activité économique ont été estimées sur des données françaises pour la période 1979-2013. Pour ce faire, un important travail de constitution des données a été réalisé à partir de plusieurs sources budgétaires. Une série originale de mesures nouvelles construite pour les besoins de l'étude permet de corriger les recettes fiscales de l'impact de ces mesures discrétionnaires qui biaisent l'estimation des élasticités. En effet, mesurer la réaction des recettes fiscales à l'activité sans neutraliser sa part discrétionnaire agrège leur évolution endogène répondant à l'environnement économique et à une contribution discrétionnaire liée à des décisions ponctuelles sans relation stable avec l'activité. Une des contributions de cette étude est de démontrer l'existence de ce biais et d'en évaluer la perte de précision.

À partir de différentes modélisations, la dynamique des trois impôts étudiés a pu être analysée. Les impôts ont tous trois en commun une élasticité proche de l'unité face à un choc d'activité. Toutefois, distinguer un effet volume d'un effet prix met en évidence une sensibilité beaucoup plus importante de ces impôts à la conjoncture. Ainsi, IR et TVA tendent à sur-réagir à court terme à l'activité réelle, sans que les modèles n'identifient clairement en vertu de quel mécanisme. Des effets de composition sont vraisemblablement captés à travers la variable de croissance du PIB en volume. Les mécanismes d'étalement et la dimension dynamique des élasticités ne ressortent pas comme des déterminants importants. Enfin, bien que l'IS soit un impôt assis sur une assiette retardée, il est particulièrement sensible à l'état de l'économie en période courante : son élasticité à un choc non anticipé est très importante. Il jouerait en ce sens un rôle de stabilisateur automatique fort.

Une analyse plus détaillée du comportement des assiettes fiscales a également été menée. Elle conforte dans l'ensemble les résultats obtenus à l'aide des modèles assis sur le PIB, mais se heurte à des problèmes de construction d'assiettes fines et ne parviennent pas à contrôler tous les effets de structure à l'œuvre.

Toutefois, le gain de précision selon les spécifications et les assiettes considérées ne se mesure pas à l'aune des coefficients estimés dans les différents modèles, mais dans les performances des modèles à s'ajuster statistiquement aux recettes brutes observées. Ainsi, des séries de recettes ont été reconstruites à partir de l'ensemble d'information disponible au moment où les recettes fiscales sont prévues pour la période  $t+1$  dans le Projet de Loi de Finances : les recettes de la date  $t-1$  et les mesures nouvelles des dates  $t$  et  $t+1$ . Ces recettes estimées sont ensuite confrontées à celles observées. Sur l'ensemble des impôts étudiés, les écarts cumulés représentent 0,2 point de PIB en moyenne, mais celles-ci peuvent atteindre jusqu'à  $\frac{1}{2}$  point certaines années.

Des difficultés supplémentaires se posent pour l'IS brut, qui est particulièrement difficile à interpréter dans la mesure où la variation des remboursements et dégrèvements est une composante fondamentale de cet impôt. Une réplique de cet exercice avec les séries de recettes nettes permettrait à la fois d'éprouver la robustesse de ces modélisations et plus particulièrement de renforcer la modélisation pour l'impôt sur les sociétés.

En outre, la limite principale de l'exercice mené ici est le caractère *ex ante* du chiffrage des mesures discrétionnaires sur l'ensemble de la période considérée. Ces mesures ne sont pas rechiffrées *ex post* mais simplement prévues sur la base de l'environnement économique antérieur. La connaissance des chiffrages *ex post* sur l'ensemble de l'échantillon permettrait d'améliorer la solidité des résultats présentés ici.

## Bibliographie

[Cinquante ans de consommation en France](#), coll. « Insee Références », édition 2009.

Barrios, S. et R. Fagnoli (2010), "[Discretionary measures and tax revenues in the run-up to the financial crisis](#)" European Economy, *Economic Papers*, 419.

Belinga, V., D. Benedek, R. de Mooij et J. Norregaard (2014), "[Tax Buoyancy in OECD Countries](#)", *IMF Working paper* No 110.

Cour des comptes (2014), « [Le budget de l'État en 2013](#) », *Rapport sur les résultats et la gestion budgétaire*.

Doornik, J. A. (2009), "[Econometric Model Selection With More Variables Than Observations](#)", *University of Oxford Working paper*.

Dubois É. and Michaux E. (2014): "Grocer 1.6: an econometric toolbox for Scilab", available at <http://dubois.ensae.net/grocer.html>

Duchêne, S. et D. Lévy (2003), « [Solde structurel et effort structurel : un essai d'évaluation de la composante discrétionnaire de la politique budgétaire](#) », *Analyses Économiques* N°18.

Girouard, N. et C. André (2005), "[Measuring Cyclically- adjusted Budget Balances for OECD Countries](#)", *OECD Economics Department Working Papers*, No. 434, OECD Publishing.

Hendry, D. F., and Krolzig, H.-M. (1999). [Improving on 'Data mining reconsidered' by K.D. Hoover and S.J. Perez](#). *Econometrics Journal*, **2**, 202–219.

Lequien, M. et A. Montaut (2014), « [Croissance potentielle en France et en zone euro : un tour d'horizon des méthodes d'estimation](#) », Insee, *Document de travail* G 2014/09.

Lois de Finances Initiales de 1979-2013

Lois de Finances Rectificatives de 1979-2014

Lois de Règlement de 1979-2013

Morris, R., C. R. Braz, F. de Castro, S. Jonk, J. Kremer, S. Linehan, M. R. Marino, C. Schalck et O. Tkacevs (2009), "[Explaining government revenue windfalls and shortfalls. An analysis for selected EU countries](#)", *ECB Working paper* No 1114.

Morer, N. (2013), « [La consommation des ménages en berne en 2012](#) », *Insee Première* n°1450.

Partouche, H. et M. Olivier (2011), « [Le taux de taxation implicite des bénéficiaires en France](#) », *Lettre du Trésor-Éco* n°88.

Price, R. W., T. Dang et Y. Guillemette (2014), "[New Tax and Expenditure Elasticity Estimates for EU Budget Surveillance](#)", *OECD Economics Department Working Papers*, No. 1174, OECD Publishing.

Princen, S., Gilles Mourre, Paternoster, D. et G.-M. Isbasoiu (2013), "[Discretionary tax measures: pattern and impact on tax elasticities](#)", European Economy, *Economic Papers*, 499.

Projets de loi de finances pour 1979-2015 et documents législatifs associés

Sancak, C., R. Velloso et J. Xing (2010), "[Tax Revenue Response to the Business Cycle](#)", *IMF Working paper* No 71.

Voies et Moyens (Tome 1) de 1979 à 2014

Wolswijk, G. (2007), "[Short- and long-run tax elasticities. The case of the Netherlands](#)", *ECB Working paper* No 763

## Annexe A. Élasticité d'un impôt sur le revenu selon le type d'indexation du barème et la progressivité

On se place dans un cadre simplifié d'une économie à trois agents : un agent à revenu faible (100), un agent à revenu intermédiaire (500) et un agent à revenu élevé (1 000). Ces agents sont soumis à un impôt dont l'élasticité à un choc de revenu est analysée suivant deux dimensions : le type d'indexation du barème et la progressivité de l'impôt.

**Concernant le type d'indexation du barème**, trois cas sont envisagés :

- a<sub>1</sub> - indexation sur le taux de croissance de l'assiette sur laquelle porte l'impôt ;
- a<sub>2</sub> - revalorisation plus dynamique que cette indexation ;
- a<sub>3</sub> - revalorisation moins dynamique que cette indexation.

**Concernant la progressivité de l'impôt**, trois schémas sont également proposés. Ils sont calibrés de sorte à générer la même recette fiscale :

- b<sub>1</sub> - Impôt proportionnel (« flat tax ») : tous les revenus sont imposés à un même taux de 30 % ;
- b<sub>2</sub> - Impôt faiblement progressif : les revenus inférieurs à 100 sont exonérés ; la fraction de revenu comprise entre 100 et 200 est imposée à 20 % ; la fraction de revenu supérieure à 200 est imposée à 40 % ;
- b<sub>3</sub> - Impôt fortement progressif : les revenus inférieurs à 100 sont exonérés ; les revenus compris entre 100 et 400 sont imposés à 10 % ; la fraction de revenu supérieure à 400 est imposée à 60 %.

**L'élasticité des recettes à l'activité** est définie comme le ratio du taux de croissance de la recette fiscale pour chaque impôt sur celui des revenus. Le tableau A résume les recettes par type d'agent et selon la progressivité de l'impôt.

**Tableau A : Situation initiale des agents**

	Revenu avant impôt	Impôt proportionnel (b1)			Impôt faiblement progressif (b2)			Impôt fortement progressif (b3)		
		Tm <sup>(1)</sup>	TM <sup>(2)</sup>	R <sup>(3)</sup>	Tm <sup>(1)</sup>	TM <sup>(2)</sup>	R <sup>(3)</sup>	Tm <sup>(1)</sup>	TM <sup>(2)</sup>	R <sup>(3)</sup>
Agent à revenu faible	100	30%	30%	30	20%	0%	0	10%	0%	0
Agent à revenu intermédiaire	500	30%	30%	150	40%	28%	140	60%	18%	90
Agent à revenu élevé	1 000	30%	30%	300	40%	34%	340	60%	39%	390
<b>Ensemble</b>	<b>1 600</b>	<b>30%</b>	<b>30%</b>	<b>480</b>	<b>39%</b>	<b>30%</b>	<b>480</b>	<b>57%</b>	<b>30%</b>	<b>480</b>

<sup>(1)</sup> Taux marginal, <sup>(2)</sup> Taux moyen et <sup>(3)</sup> Recette.

### 1- Effet sur les recettes d'un choc de revenu uniforme de 1 %

#### a) - cas d'une indexation sur la croissance de l'assiette sur laquelle porte l'impôt

Si les seuils (100 et 200 pour l'impôt faiblement progressif et 100 et 400 pour l'impôt fortement progressif) sont indexés sur la croissance du revenu, alors ils progressent de 1 % en même temps que les revenus : les agents ne changent alors pas de tranches et la progressivité n'a pas d'incidence. Dans ce cas de figure, l'élasticité est unitaire pour chaque type d'impôt (cf. colonne a<sub>1</sub> du tableau B).

#### b) - cas d'une revalorisation plus ou moins dynamique que cette indexation

Dans le cas d'une revalorisation plus/moins dynamique (cf. colonnes a<sub>2</sub> et a<sub>3</sub> du tableau B), l'élasticité est unitaire pour un impôt proportionnel uniquement. Plus l'impôt est progressif, plus l'élasticité est faible (resp. forte) dans le cas d'une revalorisation plus (resp. moins) dynamique.

**Tableau B : Élasticité de l'impôt selon l'indexation du barème et sa progressivité**

	Revalorisation du barème suite à un choc de revenu uniforme de 1%		
	a <sub>1</sub> - indexation (seuils + 1 %)	a <sub>2</sub> - revalorisation plus dynamique (seuils + 1,5 %)	a <sub>3</sub> - revalorisation moins dynamique (seuils + 0,5 %)
Impôt proportionnel (b1)	1,0	1,0	1,0
Impôt faiblement progressif (b2)	1,0	0,9	1,1
Impôt fortement progressif (b3)	1,0	0,6	1,4

L'élasticité d'un impôt sur le revenu est ainsi fonction de l'indexation de son barème et de sa progressivité. La prise en compte ou non des revalorisations du barème comme des mesures discrétionnaires est un choix méthodologique de première importance, qui conditionne l'ordre de grandeur des élasticités estimées.

## 2- Effet sur les recettes d'un choc de revenu non uniforme de 1 % dans le cas d'une absence d'indexation du barème

L'élasticité des impôts peut également différer selon que le choc de revenu affecte de façon uniforme chaque agent ou qu'il soit ciblé sur les agents les plus/moins aisés. Ainsi, avec un choc de 1 % sur l'ensemble de l'économie, mais ciblé sur l'agent à revenu élevé (soit une hausse de 1,6 % pour celui-ci), l'élasticité est d'autant plus élevée que l'impôt est progressif (cf. colonne 2 du tableau C). À l'inverse, suite à un choc positif affectant uniquement l'agent à revenu faible (soit une hausse de 16 % de son revenu), l'élasticité est d'autant plus faible que l'impôt est progressif (cf. colonne 3 du tableau C).

**Tableau C : Élasticité de l'impôt selon la nature du choc de revenu**

	Choc de revenu de 1 %		
	Uniforme (+1 % sur les trois agents)	Ciblé sur l'agent à revenu élevé (+1,6 %)	Ciblé sur l'agent à revenu faible (+16 %)
Impôt proportionnel (b <sub>1</sub> )	1,00	1,00	1,00
Impôt faiblement progressif (b <sub>2</sub> )	1,29	1,33	0,67
Impôt fortement progressif (b <sub>3</sub> )	1,90	2,00	0,33

Dans le cas d'un choc uniforme (cf. première colonne du tableau C), notons que ces élasticités se retrouvent *via* une approche dite microéconomique qui consiste à rapporter le taux marginal d'imposition de l'économie sur le taux moyen. Chacun de ces taux est défini comme la somme pondérée des taux de chaque agent, en fonction de leur poids dans le revenu national (cf. Price et al. et tableau A).

## 3- Discussion sur la prise en compte ou non des mesures de revalorisation comme mesures nouvelles

Lorsque les revalorisations de barème sont considérées comme des mesures nouvelles, l'absence d'indexation du barème conduit à une élasticité largement supérieure à l'unité. Un choc de revenu fait entrer de nouveaux contribuables dans le barème de l'IR et/ou passer des contribuables à des tranches d'imposition supérieures. Or par définition, ces contribuables ont un taux moyen d'imposition faible donc leur ratio taux marginal d'imposition/taux moyen d'imposition est (très) élevé.

Ainsi, l'élasticité de l'IR est nettement supérieure à l'unité lorsque les mesures de revalorisations sont considérées comme mesures nouvelles (2,0 à court terme et 1,6 à long terme aux Pays-Bas - Wolswijk (2007)).

À l'inverse, si les revalorisations de barème ne sont pas considérées comme des mesures nouvelles, l'élasticité est beaucoup plus faible, pouvant même être inférieure à l'unité dans le cas d'une revalorisation plus dynamique que l'indexation sur le revenu imposable.

## Annexe B. Sources budgétaires utilisées pour construire les séries de mesures nouvelles

Année	1 <sup>er</sup> chiffrage des mesures nouvelles	Correction LFI	Neutralisation des changements de prévision macroéconomique	Correction LFR et lois en cours d'année
1979	VM T1 1979	JORF 30/12/1978 sur LF 1979	-	-
1980	VM T1 1980	JORF 19/01/1980 sur LF 1980	-	-
1981	VM T1 1981	JORF 31/12/1980 sur LF 1981	-	VM T1 1982 (IR), LFR n°81-734 (août 1981)
1982	VM T1 1982	JORF 31/12/1981 sur LF 1982	-	VM T1 1983 (IS et TVA), LFR n°82-540 (juin 1981)
1983	VM T1 1983	JORF 30/12/1982 sur LF 1983	-	-
1984	VM T1 1984	JORF 30/12/1983 sur LF 1984	-	-
1985	VM T1 1985	JORF 30/12/1984 sur LF 1985	-	-
1986	VM T1 1986	JORF 31/12/1985 sur LF 1986	-	-
1987	VM T1 1987	JORF 31/12/1986 sur LF 1987	-	VM T1 1988 (TVA), LFI n°87-1060 (application dès septembre 1987)
1988	VM T1 1988	JORF 31/12/1987 sur LF 1988	-	VM T1 1989 (TVA), Loi n°88-210 (juillet 1988)
1989	VM T1 1989	JORF 28/12/1988 sur LF 1989	-	VM T1 1990 (TVA), LFI n°89-935 (application dès septembre 1989)
1990	VM T1 1990	JORF 30/12/1989 sur LF 1990	-	VM T1 1991 (TVA), LFI n°90-1168 (application dès septembre 1990)
1991	VM T1 1991	JORF 30/12/1990 sur LF 1991	-	VM T1 1992 (TVA), Loi n°91-716 (juillet 1991)
1992	VM T1 1992	JORF 31/12/1991 sur LF 1992	-	VM T1 1993 (TVA), Loi n°91-716 (application anticipée dès avril 1992 par Instruction 3 L-1-62)
1993	VM T1 1993	JORF 31/12/1992 sur LF 1993	-	VM T1 1994 (TVA), LFR N°93-859 (juillet 1993)
1994	VM T1 1994	JORF 31/12/1993 sur LF 1994	-	-
1995	VM T1 1995	JORF 31/12/1994 sur LF 1995	-	VM T1 1996 (IS et TVA), LFR n°95-885 (août 1995), Loi n°95-858 (juillet 1995)
1996	VM T1 1996	JORF 31/12/1995 sur LF 1996	-	-
1997	VM T1 1997	JORF 31/12/1996 sur LF 1997	-	VM T1 1998 (IS), Loi MUFF n°97-1026 (novembre 1997)
1998	VM T1 1998	JORF 31/12/1997 sur LF 1998	-	-
1999	VM T1 1999	JORF 31/12/1998 sur LF 1999	-	VM T1 2000 (TVA), BOI 3 C-5-99 (septembre 1999)
2000	VM T1 2000	JORF 31/12/1999 sur LF 2000	-	VM T1 2001 (IR et TVA), LFR n°2000-656
2001	VM T1 2001	JORF 31/12/2000 sur LF 2001	-	VM T1 2002 (IR), Loi n°2001-458 (mai 2001)
2002	VM T1 2002	JORF 29/12/2001 sur LF 2002	-	VM T1 2003 (IR), LFR n°2002-1050 (août 2002)
2003	VM T1 2003	JORF 31/12/2002 sur LF 2003	Amendement de l'Assemblée nationale pour ajuster les prévisions de recettes d'IR et de TVA	-
2004	VM T1 2004	JORF 31/12/2003 sur LF 2004	-	-
2005	VM T1 2005	JORF 31/12/2004 sur LF 2005	-	-
2006	VM T1 2006	JORF 31/12/2005 sur LF 2006	-	-
2007	VM T1 2007	JORF 27/12/2006 sur LF 2007	-	-
2008	VM T1 2008	JORF 27/12/2007 sur LF 2008	-	-
2009	VM T1 2009	JORF 28/12/2008 sur LF 2009	Amendement du Sénat pour prendre en compte la modification des hypothèses macro-économiques	VM T1 2010 (IR et TVA), LFR n°2009-431 (avril 2009), Loi n°2009-888 (juillet 2009)
2010	VM T1 2010	JORF 31/12/2009 sur LF 2010	-	VM T1 2011 (IR et TVA), Décision n°2009-599 du Conseil Constitutionnel
2011	VM T1 2011	JORF 30/12/2010 sur LF 2011	-	VM T1 2012 (IS), LFR n°2011-1117 (septembre 2011)
2012	VM T1 2012	JORF 29/12/2011 sur LF 2012	Amendement du Sénat intégrant des révisions de prévision de recettes	VM T1 2013 (IS et TVA), LFR n° 2012-958 (août 2012), LFR n° 2011-1978 (décembre 2011)
2013	VM T1 2013	JORF 30/12/2012 sur LF 2013	-	VM T1 2014 (IR), LFI n°2013-1278 (décembre 2013), Décision n°2012-662 du Conseil Constitutionnel

G 9001	J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises		Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade	G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital		analyse économique des politiques française et allemande
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicolinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la réflexion de BELSLEY, KUH et WELSCH	G 9203	I. STAPIC Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT Juin 1992 (1ère version) Novembre 1992 (version finale)	G 9312	L. BLOCH - B. CŒURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	G 9412	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9003	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Indexation des salaires : la rupture de 1983	G 9204	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive	G 9313	Équipes Amadeus (INSEE), Banque de France, Méric (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9413	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?
G 9004	D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit	G 9205	H. ERKEL-ROUSSE Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)	G 9314	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9414	I. KABLA Le Choix de breveter une invention
G 9005	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires	G 9206	N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth	G 9315	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	G 9501	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty: When is there a Value of Waiting?
G 9101	Équipe AMADEUS Le modèle AMADEUS - Première partie - Présentation générale	G 9207	A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade: empirical evidences for the major five industrialized countries	G 9316	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9502	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
G 9102	J.L. BRILLET Le modèle AMADEUS - Deuxième partie - Propriétés variantielles	G 9208	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHNEN Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life	G 9317	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	G 9503	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
G 9103	D. GUELLEC et P. RALLE Endogenous growth and product innovation	G 9209	B. CREPON et E. DUGUET Research and development, competition and innovation: an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity	G 9318	D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
G 9104	H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international	G 9301	J. TOUJAS-BERNATE Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale	G 9319	G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTIÉ Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Persistence des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
G 9105	H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux dernières décennies	G 9302	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature	G 9401	D. BLANCHET Les structures par âge important-elles ?	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Bis Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9106	B. CREPON Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques	G 9303	H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat économique	G 9402	J. GAUTIÉ Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	G 9506	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective <i>NON PARU - article sorti dans Économie et Prévision n° 122 (1996) - pages 95 à 113</i>
G 9107	B. AMABLE et D. GUELLEC Un panorama des théories de la croissance endogène	G 9304	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises	G 9403	P. QUIRION Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9108	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989	G 9305	P. JAILLARD Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique	G 9404	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Érasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
G 9109	P. RALLE et alii France - Allemagne : performances économiques comparées	G 9306	J.L. BRILLET Micro-DMS : présentation et propriétés	G 9405	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	G 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS <b>NON PARU</b>	G 9307	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux	G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIKS L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9111	A. MAGNIER Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques	G 9308	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne	G 9407	S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public	G 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
G 9112	B. CREPON et G. DUREAU Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé	G 9309	L. BLOCH - B. CŒURE Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers	G 9408	L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9605	P. GENIER - S. JACOBZONE Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ? <i>Une modélisation microéconométrique empirique</i>
G 9113	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique	G 9310	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les théories sur la structure optimale du capital : quelques points de repère	G 9409	D. EYSSARTIER, P. MAIRE Impacts macro-économiques de mesures d'aide au logement - quelques éléments d'évaluation	G 9606	C. DOZ - F. LENGELART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys
G 9201	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée			G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement	G 9607	N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme
G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE			G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une		

G 9608	N. GREENAN - D. GUELLEC Technological innovation and employment reallocation
G 9609	Ph. COUR - F. RUPPRECHT L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation
G 9610	S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail
G 9611	X. BONNET - S. MAHFOUZ The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU: the case of France
G 9612	PH. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence?
G 9613	A. JACQUOT Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?
G 9614	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique Français-Chinois
G 9701	J.L. SCHNEIDER La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique
G 9702	J.L. SCHNEIDER Transition et stabilité politique d'un système redistributif
G 9703	D. GOUX - E. MAURIN Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?
G 9704	P. GENIER Deux contributions sur dépendance et équité
G 9705	E. DUGUET - N. IUNG R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level
G 9706	M. HOUEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles
G 9707	M. HOUEBINE Polarisation des activités et spécialisation des départements en France
G 9708	E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique : une analyse sur données individuelles
G 9709	J.L. BRILLET Analyzing a small French ECM Model
G 9710	J.L. BRILLET Formalizing the transition process: scenarios for capital accumulation
G 9711	G. FORGEOT - J. GAUTIÉ Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement
G 9712	E. DUBOIS High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?
G 9713	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1996
G 9714	F. LEQUILLER Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?
G 9715	X. BONNET Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ? Une étude sur quelques grands pays de l'OCDE
G 9716	N. IUNG - F. RUPPRECHT Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français
G 9717	E. DUGUET - I. KABLA Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level
G 9718	L.P. PELÉ - P. RALLE Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général
G 9719	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français
G 9720	M. HOUEBINE - J.L. SCHNEIDER Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises
G 9721	A. MOURougANE Crédibilité, indépendance et politique monétaire Une revue de la littérature
G 9722	P. AUGERAUD - L. BRIOT Les données comptables d'entreprises Le système intermédiaire d'entreprises Passage des données individuelles aux données sectorielles
G 9723	P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience
G 9724	P. AUGERAUD Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - A <i>paraître</i>
G 9801	H. MICHAUDON - C. PRIGENT Présentation du modèle AMADEUS
G 9802	J. ACCARDO Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996
G 9803	X. BONNET - S. DUCHÈNE Apports et limites de la modélisation « Real Business Cycles »
G 9804	C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL The Commercial Success of Innovations An econometric analysis at the firm level in French manufacturing
G 9805	P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms
G 9806	J. ACCARDO - M. JLASSI La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996
G 9807	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1997

G 9808	A. MOURougANE Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy?
G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française
G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data
G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique
G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique
G 9813	A.Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?
G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires
G 9901	S. DUCHÈNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale
G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie
G 9903	Ch. COLIN Évolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation
G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances
G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques
G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France
G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement
G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998
G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI Évaluation des effets d'une politique sociale
G 9910	Ch. COLIN - FI. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique
G 9911	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France
G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail
G 9912 Bis	Ch. GIANELLA Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût
G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE
G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9915	R. DUHAUTOIS Évolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéficiaires réels normaux (BRN)
G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King
G 9917	B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Évolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique
G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontradables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle Une estimation sur données françaises
G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées
G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Équivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ?
G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi
G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages



G2000/13	B. CREPON - Th. HECKEL - Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles - Computerization in France: an evaluation based on individual company data
G2001/01	F. LEQUILLER - La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB - The new economy and the measurement of GDP growth
G2001/02	S. AUDRIC La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?
G2001/03	I. BRAUN-LEMAIRE Évolution et répartition du surplus de productivité
G2001/04	A. BEAUDU - Th. HECKEL Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées
G2001/05	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL Testing the augmented Solow growth model: An empirical reassessment using panel data
G2001/06	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude
G2001/07	Bilan des activités de la DESE - 2000
G2001/08	J. Ph. GAUDEMET Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite
G2001/09	B. CRÉPON - Ch. GIANELLA Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles
G2001/10	B. CRÉPON - R. DESPLATZ Évaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires
G2001/11	J.-Y. FOURNIER Comparaison des salaires des secteurs public et privé
G2001/12	J.-P. BERTHIER - C. JAULENT R. CONVENEVOLE - S. PISANI Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale
G2001/13	P. BISCOURP - Ch. GIANELLA Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry
G2001/14	I. ROBERT-BOBÉE Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility
G2001/15	J.-P. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du "Panel européen des ménages"
G2001/16	J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?

G2001/17	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?
G2002/01	F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats
G2002/02	Bilan des activités de la DESE - 2001
G2002/03	B. SÉDILLOT - E. WALRAET La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?
G2002/04	G. BRILHAULT - Rétropolation des séries de FBCF et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français - Retropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets
G2002/05	P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach
G2002/06	C. AUDENIS - J. DEROYON - N. FOURCADE L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique
G2002/07	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2002/08	J.-P. BERTHIER Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées
G2002/09	F. HILD Les soldes d'opinion résumement-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?
G2002/10	I. ROBERT-BOBÉE Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familiale 1999
G2002/11	J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté
G2002/12	F. HILD Prévisions d'inflation pour la France
G2002/13	M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production
G2002/14	E. WALRAET - A. VINCENT - Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation - Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach

G2002/15	P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBÉE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants
G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites
G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles
G2003/02	P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992
G2003/03	Bilan des activités de la DESE - 2002
G2003/04	P.-O. BEFFY - J. DEROYON - N. FOURCADE - S. GREGOIR - N. LAÏB - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020
G2003/05	P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé
G2003/06	P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?
G2003/07	H. BARON - P.O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990
G2003/08	P.-O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation
G2003/09	P. BISCOURP - N. FOURCADE Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90
G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?
G2003/11	P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area
G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie
G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme
G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français
G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes

G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?
G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2004/14	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique
G2005/06	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004
G2005/07	S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique
G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE

G2005/09	N. FERRARI Prévoir l'investissement des entreprises Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie.
G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral
G2005/12	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française
G2005/15	M. DUÉE La modélisation des comportements démographiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE
G2005/16	H. RAOUI - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises
G2006/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France
G2006/03	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires
G2006/04	J.-F. OUVRARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVRARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffrages, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data
G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie
G2006/08	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans
G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984-2002
G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés
G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont-elles à la frontière technologique ?
G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?
G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises
G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision
G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)
G2007/01	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale
G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé
G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne
G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?
G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen
G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France
G2007/07	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France: a DSGE type approach
G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market
G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France
G2007/10	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail
G2007/11	R. RATHELOT - P. SILLARD Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?
G2007/12	V. ALBOUY - B. CRÉPON Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin
G2008/01	C. PICART Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques

G2008/02	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland
G2008/03	Y. BARBESOL - A. BRIANT Économies d'agglomération et productivité des entreprises : estimation sur données individuelles françaises
G2008/04	D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française
G2008/05	D. BLANCHET - F. TOUTLEMONDE Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?
G2008/06	M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?
G2008/07	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program
G2008/08	X. BOUTIN - L. JANIN Are Prices Really Affected by Mergers?
G2008/09	M. BARLET - A. BRIANT - L. CRUSSON Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France : une approche par un indicateur en continu
G2008/10	M. BEFFY - É. COUDIN - R. RATHELOT Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on the French labor market transition
G2008/11	M. ROGER - E. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France
G2008/12	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution Une approche empirique sur données individuelles
G2008/13	M. BARLET - D. BLANCHET - T. LE BARBANCHON Microsimuler le marché du travail : un prototype
G2009/01	P.-A. PIONNIER Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2007
G2009/02	Laurent CLAVEL - Christelle MINODIER A Monthly Indicator of the French Business Climate
G2009/03	H. ERKEL-ROUSSE - C. MINODIER Do Business Tendency Surveys in Industry and Services Help in Forecasting GDP Growth? A Real-Time Analysis on French Data
G2009/04	P. GIVORD - L. WILNER Les contrats temporaires : trappe ou marche-pied vers l'emploi stable ?
G2009/05	G. LALANNE - P.-A. PIONNIER - O. SIMON Le partage des fruits de la croissance de 1950 à 2008 : une approche par les comptes de surplus
G2009/06	L. DAVEZIES - X. D'HAULTFOEUILLE Faut-il pondérer ?... Ou l'éternelle question de l'économètre confronté à des données d'enquête
G2009/07	S. QUANTIN - S. RASPILLER - S. SERRAVALLE Commerce intragroupe, fiscalité et prix de transferts : une analyse sur données françaises
G2009/08	M. CLERC - V. MARCUS Élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages
G2009/09	G. LALANNE - E. POULIQUEN - O. SIMON Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme
G2009/10	D. BLANCHET - J. LE CACHEUX - V. MARCUS Adjusted net savings and other approaches to sustainability: some theoretical background
G2009/11	V. BELLAMY - G. CONSALES - M. FESSEAU - S. LE LAIDIER - É. RAYNAUD Une décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménage en 2003
G2009/12	J. BARDAJI - F. TALLET Detecting Economic Regimes in France: a Qualitative Markov-Switching Indicator Using Mixed Frequency Data
G2009/13	R. AEBERHARDT - D. FOUGÈRE - R. RATHELOT Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de <i>testing</i> ?
G2009/14	Y. BARBESOL - P. GIVORD - S. QUANTIN Partage de la valeur ajoutée, approche par données microéconomiques
G2009/15	I. BUONO - G. LALANNE The Effect of the Uruguay round on the Intensive and Extensive Margins of Trade
G2010/01	C. MINODIER Avantages comparés des séries des premières valeurs publiées et des séries des valeurs révisées - Un exercice de prévision en temps réel de la croissance trimestrielle du PIB en France
G2010/02	V. ALBOUY - L. DAVEZIES - T. DEBRAND Health Expenditure Models: a Comparison of Five Specifications using Panel Data
G2010/03	C. KLEIN - O. SIMON Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000 Tome 1 – Version avec volumes à prix constants
G2010/04	M.-É. CLERC - É. COUDIN L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel
G2010/05	N. CECI-RENAUD - P.-A. CHEVALIER Les seuils de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises
G2010/06	R. AEBERHARDT - J. POUGET National Origin Differences in Wages and Hierarchical Positions - Evidence on French Full-Time Male Workers from a matched Employer-Employee Dataset
G2010/07	S. BLASCO - P. GIVORD Les trajectoires professionnelles en début de vie active : quel impact des contrats temporaires ?
G2010/08	P. GIVORD Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques

G2010/09	P.-Y. CABANNES - V. LAPÈGUE - E. POULIQUEN - M. BEFFY - M. GAINI Quelle croissance de moyen terme après la crise ?
G2010/10	I. BUONO - G. LALANNE La réaction des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers étrangers
G2010/11	R. RATHELOT - P. SILLARD L'apport des méthodes à noyaux pour mesurer la concentration géographique - Application à la concentration des immigrés en France de 1968 à 1999
G2010/12	M. BARATON - M. BEFFY - D. FOUGÈRE Une évaluation de l'effet de la réforme de 2003 sur les départs en retraite - Le cas des enseignants du second degré public
G2010/13	D. BLANCHET - S. BUFFETEAU - E. CRENNER S. LE MINEZ Le modèle de microsimulation Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats
G2010/14	D. BLANCHET - E. CRENNER Le bloc retraites du modèle Destinie 2 : guide de l'utilisateur
G2010/15	M. BARLET - L. CRUSSON - S. DUPUCH - F. PUECH Des services échangés aux services échangeables : une application sur données françaises
G2010/16	M. BEFFY - T. KAMIONKA Public-private wage gaps: is civil-servant human capital sector-specific?
G2010/17	P.-Y. CABANNES - H. ERKEL-ROUSSE - G. LALANNE - O. MONSO - E. POULIQUEN Le modèle Mésange réestimé en base 2000 Tome 2 - Version avec volumes à prix chaînés
G2010/18	R. AEBERHARDT - L. DAVEZIES Conditional Logit with one Binary Covariate: Link between the Static and Dynamic Cases
G2011/01	T. LE BARBANCHON - B. OURLIAC - O. SIMON Les marchés du travail français et américain face aux chocs conjoncturels des années 1986 à 2007 : une modélisation DSGE
G2011/02	C. MARBOT Une évaluation de la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile
G2011/03	L. DAVEZIES Modèles à effets fixes, à effets aléatoires, modèles mixtes ou multi-niveaux : propriétés et mises en œuvre des modélisations de l'hétérogénéité dans le cas de données groupées
G2011/04	M. ROGER - M. WASMER Heterogeneity matters: labour productivity differentiated by age and skills
G2011/05	J.-C. BRICONGNE - J.-M. FOURNIER V. LAPÈGUE - O. MONSO De la crise financière à la crise économique L'impact des perturbations financières de 2007 et 2008 sur la croissance de sept pays industrialisés
G2011/06	P. CHARNOZ - É. COUDIN - M. GAINI Wage inequalities in France 1976-2004: a quantile regression analysis
G2011/07	M. CLERC - M. GAINI - D. BLANCHET Recommendations of the Stiglitz-Sen-Fitoussi Report: A few illustrations
G2011/08	M. BACHELET - M. BEFFY - D. BLANCHET Projeter l'impact des réformes des retraites sur l'activité des 55 ans et plus : une comparaison de trois modèles
G2011/09	C. LOUVOT-RUNAVOT L'évaluation de l'activité dissimulée des entreprises sur la base des contrôles fiscaux et son insertion dans les comptes nationaux
G2011/10	A. SCHREIBER - A. VICARD La tertiarisation de l'économie française et le ralentissement de la productivité entre 1978 et 2008
G2011/11	M.-É. CLERC - O. MONSO - E. POULIQUEN Les inégalités entre générations depuis le baby-boom
G2011/12	C. MARBOT - D. ROY Évaluation de la transformation de la réduction d'impôt en crédit d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile en 2007
G2011/13	P. GIVORD - R. RATHELOT - P. SILLARD Place-based tax exemptions and displacement effects: An evaluation of the Zones Franches Urbaines program
G2011/14	X. D'HAULTFOEUILLE - P. GIVORD - X. BOUTIN The Environmental Effect of Green Taxation: the Case of the French "Bonus/Malus"
G2011/15	M. BARLET - M. CLERC - M. GARNEO - V. LAPÈGUE - V. MARCUS La nouvelle version du modèle MZE, modèle macroéconométrique pour la zone euro
G2011/16	R. AEBERHARDT - I. BUONO - H. FADINGER Learning, Incomplete Contracts and Export Dynamics: Theory and Evidence from French Firms
G2011/17	C. KERDRAIN - V. LAPÈGUE Restrictive Fiscal Policies in Europe: What are the Likely Effects?
G2012/01	P. GIVORD - S. QUANTIN - C. TREVIEN A Long-Term Evaluation of the First Generation of the French Urban Enterprise Zones
G2012/02	N. CECI-RENAUD - V. COTTET Politique salariale et performance des entreprises
G2012/03	P. FÉVRIER - L. WILNER Do Consumers Correctly Expect Price Reductions? Testing Dynamic Behavior
G2012/04	M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD School as a shelter? School leaving-age and the business cycle in France
G2012/05	M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD A scarred generation? French evidence on young people entering into a tough labour market
G2012/06	P. AUBERT - M. BACHELET Disparités de montant de pension et redistribution dans le système de retraite français
G2012/07	R. AEBERHARDT - P. GIVORD - C. MARBOT Spillover Effect of the Minimum Wage in France: An Unconditional Quantile Regression Approach

G2012/08	A. EIDELMAN - F. LANGUMIER - A. VICARD Prélèvements obligatoires reposant sur les ménages : des canaux redistributifs différents en 1990 et 2010
G2012/09	O. BARGAIN - A. VICARD Le RMI et son successeur le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler ? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans
G2012/10	C. MARBOT - D. ROY Projections du coût de l'APA et des caractéristiques de ses bénéficiaires à l'horizon 2040 à l'aide du modèle Destinie
G2012/11	A. MAUROUX Le crédit d'impôt dédié au développement durable : une évaluation économétrique
G2012/12	V. COTTET - S. QUANTIN - V. RÉGNIER Coût du travail et allègements de charges : une estimation au niveau établissement de 1996 à 2008
G2012/13	X. D'HAULTFOEUILLE - P. FÉVRIER - L. WILNER Demand Estimation in the Presence of Revenue Management
G2012/14	D. BLANCHET - S. LE MINEZ Joint macro/micro evaluations of accrued-to-date pension liabilities: an application to French reforms
G2013/01-F1301	T. DEROYON - A. MONTAUT - P.-A. PIONNIER Utilisation rétrospective de l'enquête Emploi à une fréquence mensuelle : apport d'une modélisation espace-état
G2013/02-F1302	C. TREVIEN Habiter en HLM : quel avantage monétaire et quel impact sur les conditions de logement ?
G2013/03	A. POISSONNIER Temporal disaggregation of stock variables - The Chow-Lin method extended to dynamic models
G2013/04	P. GIVORD - C. MARBOT Does the cost of child care affect female labor market participation? An evaluation of a French reform of childcare subsidies
G2013/05	G. LAME - M. LEQUIEN - P.-A. PIONNIER Interpretation and limits of sustainability tests in public finance
G2013/06	C. BELLEGO - V. DORTET-BERNADET La participation aux pôles de compétitivité : quelle incidence sur les dépenses de R&D et l'activité des PME et ETI ?
G2013/07	P.-Y. CABANNES - A. MONTAUT - P.-A. PIONNIER Évaluer la productivité globale des facteurs en France : l'apport d'une mesure de la qualité du capital et du travail
G2013/08	R. AEBERHARDT - C. MARBOT Evolution of Instability on the French Labour Market During the Last Thirty Years
G2013/09	J.-B. BERNARD - G. CLÉAUD Oil price: the nature of the shocks and the impact on the French economy
G2013/10	G. LAME Was there a « Greenspan Conundrum » in the Euro area?
G2013/11	P. CHONÉ - F. EVAÏN - L. WILNER - E. YILMAZ Introducing activity-based payment in the hospital industry : Evidence from French data
G2013/12	C. GRISLAIN-LETREMY Natural Disasters: Exposure and Underinsurance
G2013/13	P.-Y. CABANNES - V. COTTET - Y. DUBOIS - C. LELARGE - M. SICSIC French Firms in the Face of the 2008/2009 Crisis
G2013/14	A. POISSONNIER - D. ROY Households Satellite Account for France in 2010. Methodological issues on the assessment of domestic production
G2013/15	G. CLÉAUD - M. LEMOINE - P.-A. PIONNIER Which size and evolution of the government expenditure multiplier in France (1980-2010)?
G2014/01	M. BACHELET - A. LEDUC - A. MARINO Les biographies du modèle Destinie II : rebasage et projection
G2014/02	B. GARBINTI L'achat de la résidence principale et la création d'entreprises sont-ils favorisés par les donations et héritages ?
G2014/03	N. CECI-RENAUD - P. CHARNOZ - M. GAINI Évolution de la volatilité des revenus salariaux du secteur privé en France depuis 1968
G2014/04	P. AUBERT Modalités d'application des réformes des retraites et prévisibilité du montant de pension
G2014/05	C. GRISLAIN-LETREMY - A. KATOSKY The Impact of Hazardous Industrial Facilities on Housing Prices: A Comparison of Parametric and Semiparametric Hedonic Price Models
G2014//06	J.-M. DAUSSIN-BENICHOU - A. MAUROUX Turning the heat up. How sensitive are households to fiscal incentives on energy efficiency investments?
G2014/07	C. LABONNE - G. LAMÉ Credit Growth and Capital Requirements: Binding or Not?
G2014/08	C. GRISLAIN-LETREMY et C. TREVIEN The Impact of Housing Subsidies on the Rental Sector: the French Example
G2014 09	M. LEQUIEN et A. MONTAUT Croissance potentielle en France et en zone euro : un tour d'horizon des méthodes d'estimation
G2014/10	B. GARBINTI - P. LAMARCHE Les hauts revenus épargnent-ils davantage ?
G2014/11	D. AUDENAERT - J. BARDAJI - R. LARDEUX - M. ORAND - M. SICSIC Wage Resilience in France since the Great Recession
G2014/12	F. ARNAUD - J. BOUSSARD - A. POISSONNIER - H. SOUAL Computing additive contributions to growth and other issues for chain-linked quarterly aggregates
G2014/13	H. FRAISSE - F. KRAMARZ - C. PROST Labor Disputes and Job Flows

- G2014/14 P. GIVORD - C. GRISLAIN-LETRÉMY -  
H. NAEGELE  
How does fuel taxation impact new car  
purchases? An evaluation using French  
consumer-level dataset
- G2014/15 P. AUBERT - S. RABATÉ  
Durée passée en carrière et durée de vie en  
retraite : quel partage des gains d'espérance de  
vie ?
- G2015/01 Aurélien POISSONNIER  
The walking dead Euler equation  
Addressing a challenge to monetary policy  
models
- G2015/02 Y. DUBOIS - A. MARINO  
Indicateurs de rendement du système de retraite  
français
- G2015/03 T. MAYER - C. TREVIEN  
The impacts of Urban Public Transportation:  
Evidence from the Paris Region
- G2015/04 S.T. LY - A. RIEGERT  
Measuring Social Environment Mobility
- G2015/05 M. A. BEN HALIMA - V. HYAFIL-SOLELHAC  
M. KOUBI - C. REGAERT  
Quel est l'impact du système d'indemnisation  
maladie sur la durée des arrêts de travail pour  
maladie ?
- G2015/06 Y. DUBOIS - A. MARINO  
Disparités de rendement du système de retraite  
dans le secteur privé : approches intergénéra-  
tionnelle et intragénérationnelle
- G2015/07 B. CAMPAGNE - V. ALHENC-GELAS -  
J.-B. BERNARD  
No evidence of financial accelerator in France
- G2015/08 Q. LAFFÉTER - M. PAK  
Élasticités des recettes fiscales au cycle  
économique : étude de trois impôts sur la  
période 1979-2013 en France