



Le modèle France de l'OFCE. La nouvelle version: e-mod.fr

Valérie Chauvin, Gaël Dupont, Eric Heyer, Mathieu Plane, Xavier Timbeau

► To cite this version:

Valérie Chauvin, Gaël Dupont, Eric Heyer, Mathieu Plane, Xavier Timbeau. Le modèle France de l'OFCE. La nouvelle version: e-mod.fr. Revue de l'OFCE, 2002, 81, pp.245-300. 10.3917/reof.081.0245 . hal-01073260

HAL Id: hal-01073260

<https://sciencespo.hal.science/hal-01073260>

Submitted on 9 Oct 2014

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

LE MODÈLE FRANCE DE L'OFCE

LA NOUVELLE VERSION : e-mod.fr

**Valérie Chauvin, Gaël Dupont, Éric Heyer, Mathieu Plane
et Xavier Timbeau***

Département analyse et prévision de l'OFCE

Depuis 1984, l'OFCE développe un modèle macroéconomique trimestriel sur l'économie française, utilisé pour des analyses de politique économique et des scénarios de prévision à court et moyen terme. Ce modèle a évolué, intégrant les développements récents aussi bien théoriques qu'économétriques. Il a été simplifié et réestimé à partir des données de comptabilité nationale en base 95. MOSAÏQUE est ainsi devenu e-mod.fr (economic-model.france). Le modèle est construit à partir de l'hypothèse d'un fonctionnement néo-keynésien de l'économie. En période de sous-utilisation des capacités de production, la demande globale contraint l'offre et détermine à court terme l'activité. Cependant, le niveau de l'activité rétroagit sur les prix et, par ricochet, sur les comportements de demande. Nous resituons les équations de comportement dans les travaux récents de recherche, en insistant sur celui des administrations publiques. Nous décrivons aussi comment nous avons résolu quelques problèmes pratiques rencontrés par tout modélisateur : méthodes d'estimation, propriétés de long terme du modèle, autocorrélation, choix des cales.

Pendant plus de quinze ans, un grand nombre d'analyses et de prévisions réalisées par l'OFCE se sont appuyées sur le modèle MOSAÏQUE, représentation trimestrielle de l'économie française. Depuis sa création (Sterdyniak et alii, 1984), ce modèle a évolué, intégrant les développements récents aussi bien théoriques qu'économétriques et mettant à jour régulièrement les données utilisées.

Les diverses transformations et mises à jour de ce modèle n'ont pas toujours donné lieu à une publication qui aurait permis de suivre l'évolution de MOSAÏQUE et rendu la lecture de ses résultats d'analyses plus transparente (Chauvin et alii, 1999). Or si, malgré les critiques habituelles formulées à l'encontre de la modélisation (Lucas, 1976 et Sims, 1980), nous croyons à l'intérêt de l'utilisation d'un modèle écono-

* Nous remercions Olivier Brossard pour sa participation aux travaux sur la nouvelle version du modèle qui s'appuie sur les versions antérieures de modèles développés à l'OFCE. À ce titre, nous remercions Gérard Cornilleau, Alain Gubian, Henri Sterdyniak, ainsi que tous ceux qui ont fait partie des équipes de modélisation.

métrique pour traiter des questions de politiques économiques et pour essayer de prévoir les évolutions macroéconomiques, nous savons également que les résultats obtenus à l'aide de cet outil sont fortement dépendants des hypothèses retenues par le modélisateur.

Le changement de base de la comptabilité nationale, base 95 succédant à la base 80, a été l'occasion de réestimer intégralement l'ensemble des équations de comportement du modèle de l'OFCE. Plus généralement, parce que les changements effectués par les comptes nationaux ne se résument pas à une simple révision des chiffres mais également à une évolution dans les concepts utilisés visant une harmonisation des comptabilités européennes, la conception d'ensemble du modèle France a elle aussi été modifiée.

S'il reste, comme nous le verrons par la suite, d'inspiration néo-keynésienne, le modèle France de l'OFCE a évolué. Il a d'abord été simplifié : le secteur productif n'est plus décomposé en sept branches comme précédemment mais est analysé dans son ensemble et en distinguant six agents (ménages, institutions sans but lucratif au service des ménages, institutions financières, sociétés non financières, administrations publiques et reste du monde). Il propose aussi un cadre comptable utilisant des concepts communs à ceux de nos principaux partenaires européens.

Dans ces conditions et de manière à marquer cette rupture avec l'ancienne version, nous avons rebaptisé le modèle de l'économie française de l'OFCE. La nouvelle appellation, *e-mod.fr*, abréviation de *economic-model.france*, montre l'ambition de l'OFCE en termes de modélisation appliquée. D'une part, la France étant une économie très ouverte intégrée à l'Europe, il importe de prendre en compte les réactions et le fonctionnement de nos partenaires pour appréhender la réalité économique française. Les questions de conjoncture et d'analyse doivent donc être recentrées vers une problématique européenne. Cela plaide pour l'élaboration d'un modèle englobant la réalité européenne (*e-mod.ue*) constitué d'une représentation des principaux pays (*e-mod.de*, *e-mod.it*, etc). D'autre part, un accès en libre service sur le net, assurerait la transparence de nos outils, qualité indispensable à la compréhension de nos travaux.

Avant de présenter en détail les principales fonctions de comportement, nous reviendrons sur l'architecture ainsi que sur la méthodologie retenues dans *e-mod.fr*¹.

1. Un cahier de variantes sera disponible prochainement sous la forme d'un document de travail de l'OFCE.

Architecture de *e-mod.fr*

Le modèle est construit à partir de l'hypothèse d'un fonctionnement néo-keynésien de l'économie. En période de sous-utilisation des capacités de production, la demande globale (consommation, investissement, variations de stocks, exportations) contraint l'offre et détermine à court terme la production. Cependant, ce modèle de demande est tempéré par le fait que le niveau de la production rétroagit sur les prix et par ricochet sur les comportements de demande.

Une baisse de la production réduit l'emploi, si bien que le nombre de chômeurs augmente. Le taux d'utilisation des capacités de production diminue. Le relâchement des tensions sur le marché du travail et des biens et services diminue les coûts de production et donc les prix, ce qui tend à restaurer la demande.

Dans le modèle *e-mod.fr*, comme dans MOSAIQUE son prédécesseur, l'impact de la sphère financière sur l'activité est faible. Les taux d'intérêt influent sur le comportement en matière d'investissement logement et sur la répartition des revenus. L'impact des marchés financiers n'a pas été modélisé.

Cadre comptable et sens des causalités

L'ossature comptable du modèle est inspirée de la comptabilité nationale. Nous avons retenu une décomposition en 6 agents et un seul secteur d'activité, sauf pour l'emploi.

L'équilibre sur le marché des biens et services est assuré avec deux égalités : l'égalité emplois-ressources en valeur et en volume. Les opérations de répartition du revenu considérées sont au nombre de 38. Elles reprennent celles présentes dans les comptes trimestriels de l'INSEE.

Un modèle macroéconométrique est constitué de deux sortes d'équations : les équations de comportement et les équations comptables. Les équations de comportement décrivent une causalité issue de la théorie économique, comme entre le revenu ou la richesse et la consommation, ou bien des réalités institutionnelles, comme entre cotisations sociales et masse salariale. Les principales équations de comportement seront décrites dans les parties suivantes.

Les équations comptables sont nécessaires pour avoir une vision comptablement cohérente des évolutions au niveau macroéconomique (la somme des intérêts versés par les agents est égale à la somme des intérêts reçus). Dans le cadre de la comptabilité nationale, ces égalités sont des équilibres obligatoirement observés *ex post*.

Ainsi l'égalité emplois-ressources :

PIB + importations = exportations + consommation + investissement + Δ stocks

peut être réécrite de plusieurs manières :

Δ stocks = PIB + importations – exportations – consommation – investissement

ou

PIB = exportations – importations + consommation + investissement + Δ stocks

Ces écritures ne sont pas équivalentes pour le fonctionnement du modèle. Dans le premier cas, il faut déterminer tous les autres paramètres d'offre et de demande finale, et les variations de stocks en sont déduites : les stocks sont endogènes et permettent l'ajustement de l'offre à la demande. Dans le deuxième, on écrit que l'offre est déterminée par la demande : le PIB est endogène et il faut modéliser les importations, exportations, consommation, investissement et variation de stocks pour qu'ils ne soient pas exogènes dans le modèle. Le caractère « comptable » de ces équations ne doit donc pas masquer les hypothèses théoriques qu'elles impliquent pour le modèle, au même titre et même parfois plus encore que les équations de comportement. Elles induisent une causalité qui n'est pas présente dans le cadre de la comptabilité nationale.

Le sens causal retenu par les équations comptables du modèle est le suivant : l'offre est déduite de la demande et les valeurs résultent des volumes et des prix. Le nombre de relations comptables est fixé de façon à éviter les surdéterminations.

I. Méthode d'estimation économétrique

Le principe d'estimation est un modèle à correction d'erreur (MCE). Ce type de modèle repose sur une relation de cointégration (cible de long terme) entre variables $I(1)$ et la spécification d'une dynamique dite de court terme comme rappel « visqueux » à la cible.

L'implémentation du modèle à correction d'erreur dans le modèle *e-mod.fr* est spécifique.

Traditionnellement, un MCE s'écrit de la manière suivante :

$$\Delta x = \alpha_0 \Delta x_{-1} - \alpha_1 (x_{-1} - x^*) + \alpha_2 \Delta x^* + \alpha_3 \Delta y + \varepsilon \quad (1)$$

où x est une variable $I(1)$, x^* est la cible de x , y représente des variables supplémentaires au plus $I(1)$, y compris une constante, et ε un bruit blanc.

Dans *e-mod.fr*, on retient une formulation en deux étapes. La première étape est la relation de cointégration :

$$x = x^* + r_x \quad (2)$$

r_x est l'écart entre x et x^* et, par construction, r_x est $I(0)$.

La deuxième étape est l'équation qui définit la dynamique de la variable r_x .

$$r_x = \beta_0 r_{x-1} + \beta_1 \Delta x^* + \beta_2 \Delta x_{-1} + \beta_3 \Delta y + \varepsilon \quad (3)$$

Avec ces notations, il y a stricte équivalence entre les (1) et (3). Pour passer de (1) à (3), il suffit que :

$$\alpha_0 = \beta_2; \alpha_1 = 1 - \beta_0; \alpha_2 = 1 + \beta_1; \alpha_3 = \beta_3$$

Dans le cas de formes dynamiques plus complexes, intégrant plus de retards, on peut sans difficulté identifier les relations entre les paramètres pour que les deux expressions soient équivalentes. Les résidus ε sont identiques pour les deux formes et l'estimation économétrique de (1) en deux étapes par les MCO est équivalente à l'estimation de (2) et (3) par les MCO. L'équation (3) peut prendre une forme plus simple en omettant le terme en Δx_{-1} . Dans ce cas, la correspondance avec le modèle général à correction d'erreur n'est pas assurée.

La dynamique de l'équation (2) est conçue pour que r_x tende vers 0 à long terme. En effet, comme les exogènes y sont au plus $I(1)$, Δy est $I(0)$. Aussi, à long terme, Δy est constant. Nous avons par ailleurs remplacé Δy par un polynôme de retard sur y qui garantit le retour de x vers sa cible, quelle que soit la valeur de Δy à long terme (encadré 2).

Dans beaucoup de cas, l'estimation en une étape et en deux étapes conduisent à des résultats très proches. Le modèle *e-mod.fr* est écrit systématiquement sous la forme (2)+(3), y compris lorsque l'estimation a été faite en une seule étape, en utilisant alors la correspondance décrite plus haut. Ceci permet d'analyser systématiquement les équations de comportement en terme de cible de « long terme » et d'écart à la cible. Les comportements sont alors décomposés en une partie retour de la variable sur sa cible (ou encore l'inertie de la variable) et mouvement de la cible (ou encore ses déterminants fondamentaux). Cette approche s'avère fructueuse pour le calage du modèle et l'élaboration de la prévision, parce qu'elle permet de distinguer les impacts des exogènes, exogènes qui agissent selon des délais différents sur la cible et sur la dynamique de court terme.

L'impact de long terme d'une augmentation de 1 de la cible x^* sur x est de 1. Le long terme est défini comme plusieurs fois le temps de relaxation du système dynamique (2)+(3) lorsqu'il est stable. À court terme (c'est-à-dire à la première période), l'impact d'une augmentation de 1 de la cible est de $1 + \beta_1$. Ainsi, si le coefficient β_1 est nul, l'impact de court terme est identique à l'impact de long terme. Dans ce cas, le délai d'ajustement est nul. Si le coefficient β_1 est négatif (tout en restant supérieur à -1), l'impact de court terme est plus faible que l'impact de long terme. Il y a ajustement progressif. La vitesse de l'ajustement dépend alors de l'impact de court terme (dans le cas où β_1 est égal à -1 , la variation de x^* n'a pas d'impact à court terme) et des coefficients intervenant dans le polynôme caractéristique qui déterminent le temps de relaxation du système dynamique. Si β_1 est positif, il y a surajustement ; l'impact de court terme est supérieur à l'impact de long terme.

Considérons l'équation suivante (équation du prix d'import, décrite en détail dans la section commerce extérieur) :

$$\begin{cases} \log(p_M) = 0,3 * \log(p_{EM}) + 0,7 * \log(p_{VA}) + 0,003 * t + 0,6 + \varepsilon_{PM} \\ \varepsilon_{PM} = 0,58 * \varepsilon_{PM-1} - 0,17 * \Delta \log(p_{EM}) - 0,002 \end{cases}$$

L'élasticité de long terme de p_M à p_{VA} est de 0,7 et celle de p_M à p_{Em} est de 0,3. À court terme, l'élasticité de p_M à p_{VA} est identique à celle de long terme (0,7). L'élasticité de court terme de p_M à p_{Em} est 0,13 (0,3-0,17). L'ajustement de p_M est instantané à p_{VA} et est décalé dans le temps quant à p_{Em} .

Dans l'écriture des équations, nous reportons entre parenthèses les t de Student. Un (NC) correspond à un coefficient contraint (non calculé).

Toutes les équations sont estimées sur la période 1978-2000.

Données

Les données utilisées dans le modèle proviennent pour la plupart de la comptabilité nationale.

En France, des données trimestrielles assez complètes sont mises à jour très régulièrement. Elles couvrent les comptes d'agent, les opérations sur les biens et services, l'emploi salarié et le compte d'exploitation des branches. Elles sont publiées huit fois par an.

Nous utilisons quelques données issues de la comptabilité annuelle : durée du travail, stock de capital. Cependant, ces dernières ne sont pas encore complètes : les comptes financiers rétrospectifs dans la base 1995 sont en cours d'élaboration.

Les exogènes et hypothèses d'une prévision

Les exogènes du modèle (au nombre de 300) se répartissent en 6 grands groupes :

— Les exogènes de politique budgétaire et fiscale (environ 100) résument le comportement des administrations publiques.

— Les exogènes de politique monétaire comportent le taux de change, les taux d'intérêt (4 variables).

— L'environnement extérieur est exogène, modélisé par la demande mondiale, les prix du pétrole, des concurrents à l'exportation et à l'importation (4 variables).

— Les variables démographiques sont essentiellement utiles pour les prévisions de chômage (12 variables).

— Certaines caractéristiques du marché du travail, comme la productivité tendancielle et la durée du travail sont exogènes (10 variables).

— Les exogènes qui permettent de caler les comportements restent les plus nombreuses. Elles correspondent aux résidus des équations sur le passé et sont prolongées en prévision (160 variables).

2. Neutralité de l'ECM

Le modèle à correction d'erreur présente une caractéristique qui peut être ennuyeuse quand on l'utilise dans un modèle économétrique. Considérons le modèle suivant :

$$\begin{cases} x = x^* + r_x \\ r_x = \beta_0 r_{x-1} + \beta_1 \Delta x^* + \varepsilon \end{cases}$$

Lorsque x^* est constant, la variable x converge vers x^* (à la condition que le système soit stable, ce que nous supposons). Une variation dx^* de la cible x^* entraîne une variation de x , dx égale à dx^* . Les propriétés à long terme du modèle sont donc conformes à l'intuition, puisque les variations de la cible se transmettent à l'endogène. Supposons maintenant que la cible x^* croisse à un taux constant γ (en considérant que les variables x et x^* sont les log de variables X et X^* , le taux de croissance de X^* est constant est équivalent à la différence première de x^* est constante). De telles variables sont souvent rencontrées dans la modélisation macro économique, puisque les trajectoires de l'économie sont des trajectoires à taux de croissance constant des volumes ou des prix. La solution du système dynamique à long terme est alors :

$$\begin{cases} \bar{x} = x^* + \bar{r}_x \\ \bar{r}_x = \frac{\beta_1}{1 - \beta_0} \gamma \end{cases}$$

L'écart à long terme entre l'endogène et sa cible est non nul et dépend du taux de croissance de la cible. Le taux de croissance de l'endogène est égal au taux de croissance de la cible. Lorsque le taux de croissance de la cible varie, l'écart entre l'endogène et la cible varie. Lorsque l'endogène est par exemple la consommation et que la cible est le revenu (ou une fraction constante du revenu), le modèle implique que le taux de consommation est une fonction du taux de croissance du revenu. Un tel effet peut se justifier économiquement, mais il ne découle pas d'un test direct du pouvoir explicatif du taux de croissance du revenu sur le taux d'épargne. Il résulte d'une spécification particulière. Des spécifications sont envisageables qui neutralisent cet effet. Considérant une forme de retard plus complexe :

$$\begin{cases} x = x^* + r_x \\ r_x = \beta_0 r_{x-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta x^*_{-i-1} + \varepsilon \end{cases}$$

Et en imposant que la somme des β_i est égale à 0, la variable r_x converge vers 0 à long terme y compris quand la variable x^* croît à un taux constant. En imposant cette contrainte, le modèle à correction d'erreur devient neutre pour les variations en taux de croissance. Pour qu'il soit neutre pour des variables dont le taux de croissance est croissant de façon constante (accélération constante), on peut imposer une contrainte supplémentaire sur les coefficients de retard. Néanmoins, ce type de variable se rencontre généralement assez peu dans la modélisation macroéconomique.

Empiriquement, on peut tester la validité de la contrainte ou réaliser l'estimation en imposant *a priori* la contrainte. La solution adoptée pour l'estimation

de *e-mod.fr* consiste à choisir une forme de retard assez longue qui, à court terme, ressemble à la forme simple (β_1 libre, les autres β_i petits devant β_1). Par exemple, la séquence suivante : $\beta_1 = \beta$; $\beta_2 = \dots = \beta_7 = -\beta/6$ ressemble à court terme à la forme simple, comporte un nombre raisonnable de retards pour une estimation trimestrielle (la variable x^* est retardée 8 fois, soit deux années), et ne nécessite l'estimation que d'un seul paramètre. La perte de degré de liberté est donc modérée. L'estimation en utilisant cette forme a été comparée à l'estimation en utilisant la forme simple afin de vérifier que les données ne rejettent pas (voire acceptent) l'hypothèse de neutralité.

La fonction de production et la demande de facteurs

La fonction de production retenue dans le modèle est à facteurs complémentaires². L'hypothèse d'une complémentarité des facteurs de production (capital, travail) est sans doute plus adaptée aux approches de court que de long terme dans le sens où l'ajustement des techniques de production au prix relatif des facteurs n'est pas immédiat et nécessite du temps. Les rendements d'échelles dans *e-mod.fr*, comme dans la plupart des modèles, sont supposés constants. Il y a donc une relation strictement proportionnelle entre le volume de production désiré par les entreprises et la quantité de capital et de travail nécessaire pour atteindre le niveau de production souhaité. Le progrès technique intervient également dans la fonction de production. Il accroît de façon différenciée la productivité du travail et celle du capital.

Dans les modèles macroéconométriques traditionnels, les demandes de travail et de capital dépendent généralement de la demande anticipée, des coûts relatifs des facteurs de production si ces derniers sont substituables, des effets du progrès technique et de variables financières (pour la demande de capital).

Dans notre modèle, l'élasticité entre l'emploi exprimé en heures travaillées et la valeur ajoutée a été contrainte à une valeur unitaire. De ce fait, nous estimons une productivité horaire du travail. De même, l'élasticité entre l'investissement des entreprises et la valeur ajoutée a été contrainte à un, ce qui revient à estimer un taux d'investissement des sociétés non financières. L'effet traditionnel de l'accélérateur apparaît dans notre équation d'investissement et est mesuré par l'élasticité du taux d'investissement à la variation de la valeur ajoutée.

2. La fonction de production retenue dans le modèle MESANGE de la direction de la Prévision est à facteurs substituables et de type CES. L'élasticité de substitution capital — travail de leur modèle est de l'ordre de 0,4, voir équipe MESANGE (2001).

La fonction de production de *e-mod.fr* est à facteurs complémentaires, le coût relatif du capital et du travail n'intervient donc pas dans la demande de facteurs des entreprises. Le fait que le capital et le travail soient complémentaires ne signifie pas pour autant qu'une modification du coût des facteurs ne se répercutera pas sur leur volume : une variation de ce coût, en modifiant les prix et les salaires, aura un effet sur la demande (consommation, investissement, exportations), et donc aussi sur l'emploi et l'investissement.

On distingue usuellement les effets du progrès technique selon que celui-ci modifie la productivité du travail ou du capital et selon qu'il est incorporé ou non aux équipements. Les effets du progrès technique non incorporé modifient de manière identique la productivité de toutes les générations d'équipements et de manière également identique la productivité de l'ensemble des effectifs. Dans notre modèle, le progrès technique améliore la productivité du travail. Il est alors représenté par une tendance temporelle log-linéaire dans l'équation de productivité horaire du travail. Le progrès technique améliore la productivité du capital, sous la forme d'une productivité du capital exogène.

Dans la théorie économique, les variables financières influent les comportements d'investissement des entrepreneurs. Théoriquement, la décision d'investissement des entreprises est positivement liée au taux de profit qui correspond au rendement brut de l'investissement. Cependant, retenir le taux de profit comme variable explicative de l'investissement peut être contesté pour plusieurs raisons. D'une part, le taux de profit courant peut largement différer du taux de profit futur qui est la seule variable ayant véritablement un effet sur la décision d'investir. D'autre part, la variable pertinente pour expliquer les comportements d'investissement ne semble pas être le taux de profit mais plutôt la différence entre le taux de profit et le coût d'opportunité des fonds nécessaires à l'investissement. Le coût d'opportunité des fonds peut être représenté par le coût d'usage du capital qui dépend, en général, du prix des équipements, du taux d'intérêt réel et de la dépréciation du stock de capital. Enfin, le profit, en dégageant des liquidités, peut être considéré comme un vecteur indispensable à l'investissement. Cependant, il ne ressort pas significativement dans nos estimations économétriques et nous n'avons pas retenu cette variable explicative.

Au même titre que le taux de profit, les crédits permettent aux entreprises de trouver les fonds nécessaires à l'investissement. Le rationnement des crédits bancaires, suivi de la libéralisation des marchés financiers en 1986, ont affecté les comportements d'investissement des entreprises. Dans notre fonction d'investissement, nous avons retenu, dans la relation de long terme, la part des encours de crédit dans la valeur ajoutée. Cette variable mesure le comportement d'offre de crédit des banques. Plus son niveau sera élevé, plus les banques financeront des investissements risqués et encourageront les entreprises à accroître leur stock de capital.

3. L'autocorrélation des résidus

La méthode utilisée pour traiter l'autocorrélation des résidus est la méthode de Cochrane Orcutt.

Supposons que le vrai modèle est le suivant :

$$\begin{cases} Y_t = \alpha X_t + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + v_t \end{cases}$$

où v_t est un bruit blanc

L'autocorrélation des résidus biaise l'estimation.

On utilise le fait que

$$Y_t - \rho Y_{t-1} = \alpha(X_t - \rho X_{t-1}) + v_t$$

soit $Y_t^* = \alpha X_t^* + v_t$

avec $X_t^* = X_t - \rho X_{t-1}$ et $Y_t^* = Y_t - \rho Y_{t-1}$

On procède en plusieurs étapes :

On estime l'équation $Y_t = \alpha X_t + \varepsilon_t$ par les MCO ; on obtient une première estimation α_1 de α et des résidus empiriques $\varepsilon_t = Y_t - \alpha_1 X_t$.

Puis on estime l'équation $\varepsilon_t = \rho \varepsilon_{t-1} + v_t$, ce qui permet d'obtenir une estimation ρ_e de ρ qu'on utilise pour effectuer une seconde estimation α_1 de α en posant $X_t^* = X_t - \rho_e X_{t-1}$ et $Y_t^* = Y_t - \rho_e Y_{t-1}$ et en régressant Y_t^* sur X_t^* . Cette seconde estimation de α est celle retenue dans le modèle.

Le choix du calage

Chacune des deux écritures suggère une variable d'écart différente :

Soit sur l'équation :

$$Y_t = \alpha_2 X_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Soit sur l'équation :

$$Y_t - \rho_e Y_{t-1} = \alpha_2 (X_t - \rho_e X_{t-1}) + v_t \quad (2)$$

Le calage de l'équation (1) permet de contrôler, à chaque période, l'écart entre la variable expliquée et la variable explicative ($Y_t - \alpha_2 X_t$). C'est la solution adoptée dans notre modèle.

Si on cale l'équation (2) et si on suppose que la cale est constante (égale à v), cet écart converge vers $v/(1 - \rho_e)$. À court terme, l'écart $Y_t - \alpha_2 X_t$ est un polynôme des différents retards des cales v_t . Si $\rho_e < 0$,

Y_t et son estimation $\alpha_2 X_t$ se croisent.

Démonstration :

$$(2) \Leftrightarrow Y_t - \alpha_2 X_t = \rho_e (Y_{t-1} - \alpha_2 X_{t-1}) + v_t,$$

autrement dit :

$$Y_t - \alpha_2 X_t = \varepsilon_t = (\rho_e)^t \varepsilon_0 + \sum_{i=0}^{t-1} (\rho_e)^i v_{t-i}$$

si on suppose que $v_t = 0, \forall t \leq 0$.

On a donc $\varepsilon_{t+1} - \varepsilon_t = \rho_e^t v_t$; on en déduit que si $\forall t > 0, v_t = v$ et si $\varepsilon_0 = 0$, le signe de ε_t de change à chaque période lorsque $\rho_e < 0$.

Équation d'investissement

Dans *e-mod.fr*, nous avons préféré modéliser le taux d'investissement plutôt que le ratio capital / valeur ajoutée, comme cela est fait parfois. Cela permet d'éviter l'accumulation d'erreurs qui peuvent exister sur les stocks (capital) et pas sur les flux (l'investissement est la dérivée première du capital au taux de déclassement près). Le stock de capital est reconstruit ensuite à partir des flux d'investissement. Celui-ci, avec la productivité du capital et la durée d'utilisation des équipements, détermine la capacité productive. L'évolution de cette capacité comparée à la production définit l'évolution du taux d'utilisation des capacités de production.

4. Modélisation de l'investissement

Le stock de capital à l'instant t (K_t) est égal au stock de capital de la période précédente (K_{t-1}) moins le déclassement d'une partie de ce capital ($\delta * K_{t-1}$) plus l'investissement réalisé à l'instant t :

$$K_t = K_{t-1} * (1 - \delta) + I_t \quad (1) \quad \text{E n}$$

développant (1), on obtient :

$$\Leftrightarrow \Delta K_t = -\delta * K_{t-1} + I_t$$

$$\Leftrightarrow \frac{\Delta K_t}{Q_t} = -\delta * \frac{K_{t-1}}{Q_{t-1}} + \frac{I_t}{Q_t}$$

$$\Leftrightarrow \frac{I_t}{Q_t} = \frac{\Delta K_t}{K_t} * \frac{K_t}{Q_t} + \delta * \frac{K_{t-1}}{Q_{t-1}} * \frac{Q_{t-1}}{Q_t} \quad (2)$$

Soit α le ratio du capital sur la production. À l'équilibre, cette part est constante ($(\alpha = \frac{K_t}{Q_t} = \frac{K_{t-1}}{Q_{t-1}})$). La relation (2) devient alors :

$$\frac{I_t}{Q_t} = \alpha * (\dot{K}_t + \delta * \frac{1}{1 + \dot{Q}_t}) \quad (3)$$

Sur un sentier de croissance équilibré, le facteur capital croît au même rythme que la production ($\dot{K}_t = \dot{Q}_t$). On en déduit donc :

$$\frac{I}{Q} = f(\dot{Q}, \delta, \alpha) \quad (4)$$

Le taux d'investissement est fonction du taux de croissance de la production (effet d'accélérateur), du taux de déclassement des équipements et de la part du capital dans la production (qui est une constante à long terme).

La relation unitaire entre l'investissement et la valeur ajoutée est nécessaire à long terme pour éviter la sous-accumulation de capital (élasticité inférieure à 1) ou au contraire la suraccumulation (élasticité supérieure à 1).

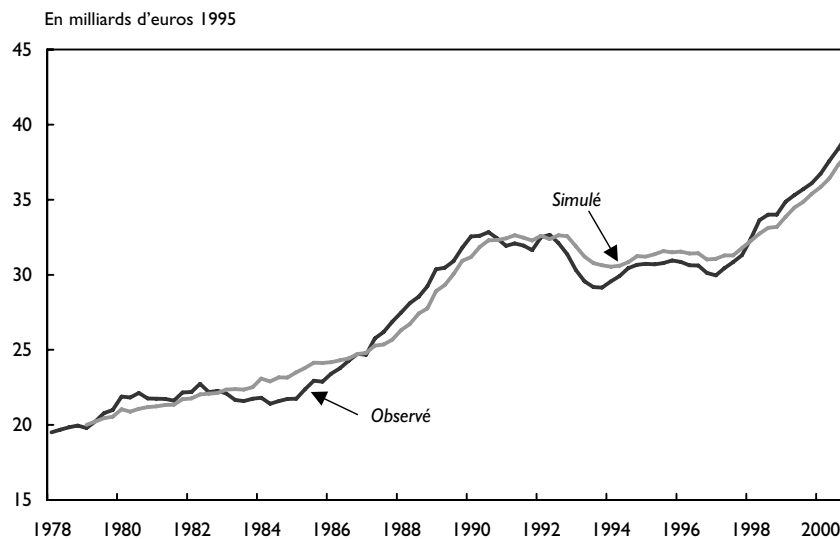
Afin de tenir compte de l'impact de la consommation de capital fixe des entreprises sur leur comportement d'investissement, nous avons introduit, dans l'équation de taux d'investissement, la variable taux déclassement. A long terme, l'élasticité du taux d'investissement au taux de déclassement est de 0,2 et le délai moyen d'ajustement est de 1,6 année.

L'équation de taux d'investissement met en évidence un effet d'accélérateur. Une variation permanente de 1% de la valeur ajoutée induira une augmentation de 1,13% du taux d'investissement à long terme. Cet effet d'accélérateur est renforcé par la variable taux d'utilisation des équipements dont l'élasticité de long terme sur le taux d'investissement est de 1,5.

Le taux d'investissement du modèle dépend également du comportement d'offre de crédit des banques. Une augmentation permanente de 1% de la part des encours de crédits dans la valeur ajoutée aura pour effet une hausse de 0,2% du taux d'investissement à long terme.

Enfin, une baisse permanente de 1% des prix relatifs de l'investissement à la valeur ajoutée engendrera une augmentation de 0,4% du taux d'investissement à long terme.

I. Volume d'investissement en biens et services



Sources : INSEE, comptes nationaux, simulation e-mod.fr.

5. Notations

- I** : Formation de capital fixe des SNF-EI en volume (*Source INSEE*).
VA : Valeur Ajoutée en biens et services marchands, en volume (*Source INSEE*).
TU : Taux d'utilisation des équipements dans l'industrie (*Source INSEE*).
Credit : Encours de crédit des SNF, en valeur (*Source BdF*).
Decla : Taux de déclassement des équipements dans l'industrie (*Source INSEE*).
P_I : Prix d'investissement (*Source INSEE*).
P_{VA} : Prix de la valeur ajoutée (*Source INSEE*).

Relation de cointégration ou de long terme

$$\begin{aligned}
 \log \left(\frac{I}{VA} \right)_t &= 1,48 * \log(TU)_t + 1,13 * \Delta \log(VA)_t + 0,28 * \log \left(\frac{\text{Encours de crédit}}{\text{Valeur Ajoutée}} \right)_t \\
 &\quad (9,12) \qquad (1,90) \qquad (6,41) \\
 &+ 0,23 * \log(\text{decla}_t) - 0,41 * \log \left(\frac{P_I}{P_{VA}} \right)_t - 8,42 + \varepsilon_{I/VA_t} \\
 &\quad (4,77) \qquad (7,95) \qquad (10,63)
 \end{aligned}$$

Sum Sq 0,0725; Std Err 0,0294; LHS Mean - 1,9849
 R Sq 0,8475; R Bar Sq 0,8384; F 5,84 93,3600
 D.W.(1) 0,6064; D.W.(4) 1,2622;

Écart à la tendance ou relation de court terme

$$\begin{aligned}
 \varepsilon_{I/VA_t} &= 0,85 * \varepsilon_{I/VA_{t-1}} - 1,17 * \Delta \log(TU)_t - 0,72 * \Delta \log(VA)_t \\
 &\quad (11,80) \qquad (7,05) \qquad (5,70) \\
 &- 0,20 * \Delta \log(\text{decla}_t) + 0,00123 \\
 &\quad (11,55) \qquad (0,65)
 \end{aligned}$$

Sum Sq 0,0108 Std Err 0,0115 LHS Mean 0,0003
 R Sq 0,8497 R Bar Sq 0,8385 F 6,81 76,3045
 D.W.(1) 2,1291 D.W.(4) 1,8845
 H - 0,9464
 AR_0 = + 0,35151 * AR_1
 (2,80811)

Équation d'emploi (ou de productivité du travail)

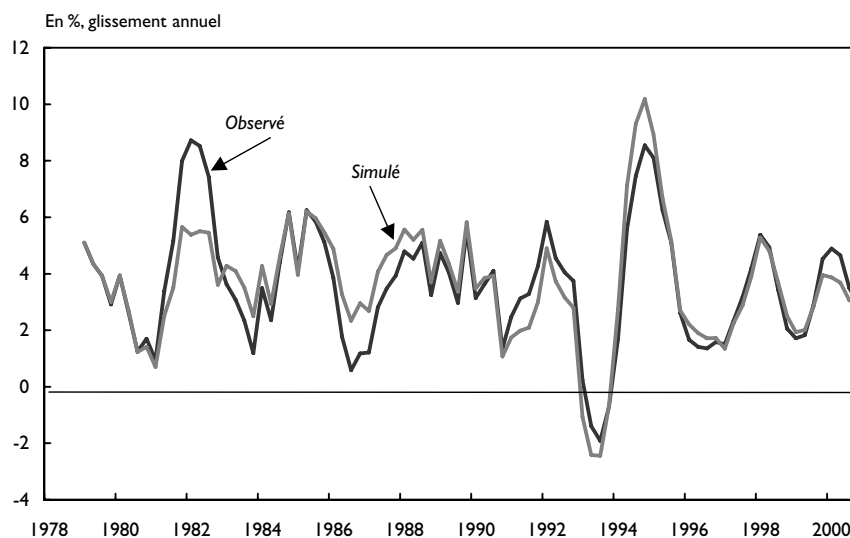
L'emploi est déterminé à partir d'une équation de productivité horaire du travail. Nous distinguons la productivité du secteur des biens de celle des services marchands. Pour chacun des deux secteurs, nous estimons une productivité horaire tendancielle. Cette tendance temporelle est censée capter le progrès technique augmentant la productivité du facteur travail.

La productivité des secteurs au niveau E (découpage en 16 secteurs de l'économie) est expliquée par le temps, des ruptures de tendance ainsi que la part des consommations intermédiaires dans la production. De cette estimation est déduite une productivité tendancielle sectorielle, qui est ensuite agrégée. La productivité horaire tendancielle globale ainsi obtenue intègre une partie des changements de structure de l'appareil productif, tel que l'impact de la part croissante des services dans l'économie.

À court terme, le cycle de productivité est déterminé par les variations de la valeur ajoutée. Une hausse temporaire de 1% de la valeur ajoutée aura pour effet, à court terme, une augmentation d'environ 0,8 % de la productivité horaire marchande. À long terme, cet effet est nul, l'emploi s'ajustant avec retard à l'évolution de la production.

Dans un deuxième temps, l'emploi est réparti entre salariés et non salariés. L'emploi non salarié des biens et services marchands varie comme celui des salariés, et à la différence entre la durée moyenne de travail des non salariés et celle des salariés près.

2. Productivité horaire dans le secteur des biens marchands



Sources : INSEE, comptes nationaux, simulation e-mod.fr.

Équations de productivité horaire par secteur : biens**Équation de tendance de productivité horaire :**

$$\text{Log (Productivité horaire du secteur } i) = \frac{\text{F(temps, Part consommations intermédiaire dans VA}_i, \text{ rupture tendance)}}{\text{Productivité horaire tendancielle du secteur } i} + \eta_t$$

avec i = Agriculture, IAA, BC, Automobile, BE, BI, Énergie, BTP

Relation de cointégration ou de long terme

$$\begin{aligned} &\text{Log (Productivité horaire marchande)} \\ &= \underset{(199,71)}{1,02} * \log \left(\sum_i \text{Productivité horaire tendancielle}_i * \frac{\text{Service producteur du travail}_i}{\text{Service producteur du travail}} \right) \\ &- \underset{(109,2)}{1,81372} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

$$\begin{array}{llll} \text{Sum Sq} & 0,0113 & \text{Std Err} & 0,0112 \quad \text{LHS Mean} \quad -5,122 \\ \text{R Sq} & 0,9977 & \text{R Bar Sq} & 0,9977 \quad \text{F } 1,90 \quad 39882,2 \\ & & \text{D.W.(1)} & 0,2542 \quad \text{D.W.(4)} \quad 1,4757 \end{array}$$

Écart à la tendance ou relation de court terme

$$\begin{aligned} \varepsilon_t &= 0,81 \varepsilon_{t-1} + 0,81 * \Delta \text{ V.A. biens marchands}_t \\ &\quad \quad \quad (17,47) \quad \quad (21,00) \\ &- \underset{(11,92)}{0,80} * \Delta \log \left(\sum_i \text{Productivité horaire tendancielle}_i * \frac{\text{Service producteur du travail}_i}{\text{Service producteur du travail}} \right) \\ &+ \underset{(2,64)}{0,00395} \end{aligned}$$

$$\begin{array}{llll} \text{Sum Sq} & 0,0003 & \text{Std Err} & 0,002 \quad \text{LHS Mean} \quad -0,0008 \\ \text{R Sq} & 0,9693 & \text{R Bar Sq} & 0,9677 \quad \text{F } 4,80 \quad 630,577 \\ & & \text{H} & 1,0565 \\ & & \text{AR}_0 = & + 0,84985 * \text{AR}_1 \\ & & & (13,85) \end{array}$$

Équations de productivité horaire par secteur : services marchands**Équation de tendance de productivité horaire :**

$$\text{Log (Productivité horaire du secteur } j) = \frac{\text{F(temps, Part consommations intermédiaire dans VA}_j, \text{ rupture tendance)}}{\text{Productivité horaire tendancielle du secteur } j} + \eta_t$$

avec j = Commerce, Transport, services financiers, immobiliers, aux entreprises et aux particuliers

Relation de cointégration ou de long terme

$$\begin{aligned} &\text{Log (Productivité horaire services marchands)} \\ &= \underset{(64,6)}{1,04} * \log \left(\sum_i \text{Productivité horaire tendancielle}_i * \frac{\text{Service producteur du travail}_i}{\text{Service producteur du travail}} \right) \\ &- \underset{(38,37)}{1,76} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

Sum Sq	0,0176	Std Err	0,014	LHS Mean	- 4,7088
R Sq	0,9789	R Bar Sq	0,9786	R Bar Sq	0,9786
D.W.(1)	0,1376	D.W.(4)	0,8979		

Écart à la tendance ou relation de court terme

$$\varepsilon_t = 0,82 \varepsilon_{t-1} + 0,80 * \Delta V.A. \text{ services marchands}$$

(12,11) (15,07)

$$- 0,51 * \Delta \log \left(\sum_j \text{Productivité horaire tendancielle}_j * \frac{\text{Service producteur du travail}_j}{\text{Service producteur du travail}} \right)$$

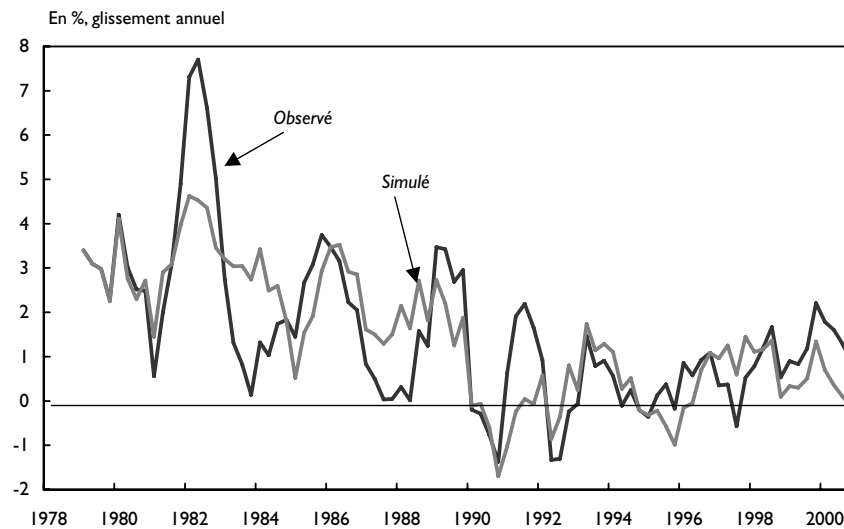
(4,51)

$$- 0,00281$$

(2,32)

Sum Sq	0,0006	Std Err	0,0026	LHS Mean	- 0,0003
R Sq	0,9679	R Bar Sq	0,9663	F	4,80 602,52
		H	1,5458		
		AR_0 =	+ 0,7468 * AR_1		
			(7,48)		

3. Productivité horaire dans le secteur des services marchands



Sources : INSEE, comptes nationaux, simulation e-mod.fr.

La population active

Équation de taux d'activité

Nous avons modélisé la population active à partir d'estimations de taux d'activité par sexe et âge et de la structure démographique. Pour chaque sexe, nous avons estimé les taux d'activité des 15-19 ans, des 20-24 ans, des 25-54 ans, des 55-59 ans, des 60-64 ans et des 65 ans et plus. Compte tenu de ce détail d'information nécessaire, nous avons estimé les équations sur des données annuelles de 1971 à 1999. Les définitions retenues pour l'emploi et le chômage sont celles du BIT.

Les taux d'activité sont estimés à partir d'une tendance temporelle prenant la forme d'une logistique (bornée en plus et moins l'infini par des taux d'activité limites), du taux de chômage, du taux de préretraites (i.e. pourcentage des préretraités au sein d'une classe d'âge) et de la part de l'emploi à temps partiel dans l'emploi total (pour les femmes).

$$\begin{aligned} \text{Taux d'activité}_{ijt} = & \alpha_{ij} * \text{Taux de chômage}_t + \beta_{ij} * \left(\frac{\text{Préretraités}_{it}}{\text{Population}_{it}} \right) \\ & + \delta_{ij} * \left(\frac{\text{Emploi temps partiel}_t}{\text{Emploi total}_t} \right) \\ & + \frac{\ln_{ij} + \tilde{e}_{ij} * \exp(\tilde{n}_{ij} + \phi_{ij} * \text{temps})}{1 + \exp(\tilde{n}_{ij} + \phi_{ij} * \text{temps})} + \mathcal{E}_{\text{taux d'activité}_{ijt}} \end{aligned}$$

i = groupe d'âge = {1,...,6} et j = sexe = {1,2}

Les facteurs jouant sur le niveau des taux d'activité sont nombreux, de diverses natures (socio-économiques, culturels ou démographiques) et différents selon le sexe et l'âge. La tendance logistique mesure l'ensemble des phénomènes observables ou inobservables ayant un impact sur l'évolution de l'activité autres que le taux de chômage, le taux de préretraite et le pourcentage d'emplois à temps partiel.

Le coefficient α mesure la sensibilité du taux d'activité au taux de chômage, appelée flexion conjoncturelle. L'amélioration de la situation sur le marché du travail, mesurée par la baisse progressive du taux de chômage, a pour effet d'attirer une part des inactifs dans l'activité. Certains individus, sensibles à l'amélioration des perspectives d'emploi, cherchent du travail et ainsi sont comptabilisés dans l'activité. La baisse du chômage accroît, via l'effet de flexion conjoncturel, la participation à l'activité des individus et augmente l'offre de travail, retardant ainsi le retour au plein emploi.

6. La fonction logistique appliquée au taux d'activité

La fonction logistique s'écrit sous la forme :

$$\ln \left(\frac{y_t - \mu}{\lambda - y_t} \right) = \sigma * \text{temps} + \rho \quad (1)$$

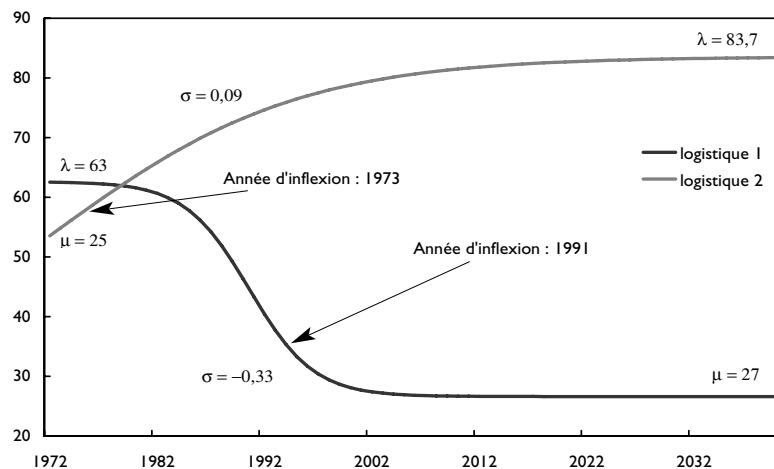
où y_t est le taux d'activité, μ et λ correspondent respectivement aux taux d'activité limites bas et haut ; σ représente la vitesse de diffusion des comportements d'activité et $(-\rho/\sigma)$ coïncide avec l'année d'inflexion de l'évolution du taux d'activité.

En développant (1), on obtient :

$$y_t = \frac{\mu + \lambda * \exp(\rho + \sigma * \text{temps})}{1 + \exp(\rho + \sigma * \text{temps})} \quad (2)$$

Dans le cas d'estimation de taux d'activité, une tendance temporelle prenant la forme d'une logistique est très utile car elle est bornée en plus et moins l'infini par des taux d'activité limites, ce qui évite d'avoir des valeurs incohérentes en projection.

Exemple de 2 logistiques de forme différente



Source : calculs OFCE.

La logistique 1 a une vitesse de diffusion rapide et une année d'inflexion relativement tardive. À l'inverse, la logistique 2 a une vitesse de diffusion lente mais une année d'inflexion quasi-immédiate à la période d'estimation.

I. Valeur de l'effet de flexion

Δ Population active / Δ Chômage	Δ Chômage / Δ Emploi
- 0,36	- 0,74

Source : Estimation e-mod.fr.

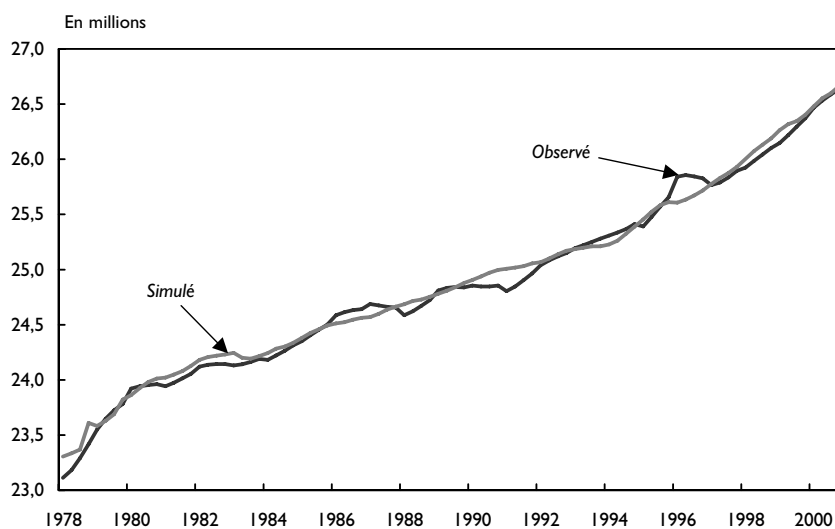
Les mesures institutionnelles de retrait anticipé de l'activité ont eu pour effet de diminuer la participation à l'activité des travailleurs concernés. Le coefficient β mesure la sensibilité du taux d'activité au taux de préretraites. Nous n'avons introduit cette variable que pour les classes d'âge concernées, c'est-à-dire les 55-59 ans et les 60-64 ans.

Le développement de l'emploi à temps partiel a permis à certaines femmes d'accéder au marché du travail, leur permettant ainsi de concilier un métier et l'éducation des enfants. Le coefficient δ mesure la réactivité du taux d'activité à la part du travail à temps partiel dans l'emploi total. Cette variable n'a été utilisée que pour les estimations des taux d'activité féminins.

À partir des estimations de taux d'activité et des séries de population, nous obtenons une population active par sexe et tranches d'âge. L'agrégation de ces variables permet d'obtenir la population active du modèle.

$$\text{Population active} = \sum_{ij} \text{Taux d'activité}_{ij} * \text{Population}_{ij}$$

4. Population active



Sources : OCDE, statistiques de population active, simulation e-mod.fr.

2. Estimations des taux d'activité par sexe et par tranche d'âge

équation estimée : $Taij = \alpha * TCHO + \beta * PRERETi + \delta * LPART + (\mu + \lambda * \exp(\rho + \sigma * \text{temps})) / (1 + \exp(\rho + \sigma * \text{temps}))$

Variables explicatives	Coefficient	HOMMES						FEMMES					
		15-19	20-24	25-54	55-59	60-64	65 +	15-19	20-24	25-54	55-59	60-64	65 +
Taux de chômage (TCHO)	α		- 0,41 (- 3,68)		- 0,60 (- 11,43)	- 1,22 (- 2,04)	- 0,32 (- 12,95)	- 0,53 (- 3,22)	- 0,25 (- 1,76)		- 0,37 (- 1,41)	- 0,47 (- 2,82)	- 0,25 (- 17,92)
Limites de la logistique	μ (min)	9,19 (9,48)	58,93 (37,40)	88,54 (10,60)	85,00 (-)	30,31 (3,98)	6,00 (-)	2,00 (-)	27,00 (-)	25,00 (-)	39,44 (30,94)	12,28 (3,55)	4,00 (-)
	λ (max)	29,45 (1,26)	83,04 (142,81)	97,50 (-)	95,00 (-)	83,38 (24,40)	30,00 (-)	23,95 (40,25)	63,00 (-)	83,70 (60,01)	53,40 (7,80)	45,61 (31,66)	20,00 (-)
Pente de la logistique	ρ	4,38 (4,67)	10,45 (9,99)	2,53 (2,81)	- 7,17 (- 5,19)	7,44 (5,43)	0,39 (4,04)	3,47 (11,96)	6,86 (30,44)	- 0,22 (- 6,38)	- 3,00 (- 1,97)	2,36 (8,12)	- 0,65 (- 3,79)
	σ	- 0,29 (- 4,97)	- 0,53 (- 10,01)	- 0,07 (- 3,75)	0,37 (5,22)	- 0,44 (- 5,97)	- 0,18 (- 11,49)	- 0,22 (- 15,10)	- 0,33 (- 32,37)	0,09 (11,91)	0,20 (1,78)	- 0,19 (- 11,25)	- 0,18 (- 5,88)
Taux de préretraites 55-59 (PRERET1)	$\beta 1$				- 1,19 (-)						- 0,82 (- 4,51)		
Taux de préretraites 60-64 (PRERET2)	$\beta 2$					- 1,89 (- 8,24)						- 0,34 (- 4,41)	
Part de l'emploi à temps partiel dans l'emploi (LPART)	δ							0,42 (3,80)	1,04 (10,05)		0,89 (2,09)	0,33 (1,70)	
Dummy 7178	a8					-12,64 (- 5,08)						- 8,03 (- 9,29)	
Dummy 79	a9					- 2,35 (- 3,87)						- 5,96 (- 8,27)	
Année d'inflexion	1970-(ρ/λ)	1985	1990	2008	1990	1989	1972	1986	1991	1973	1985	1982	1966

Source : Calculs OFCE.

La boucle prix-salaire et NAIRU

La modélisation empirique des salaires sur séries temporelles repose sur deux spécifications alternatives³ : la relation de Phillips augmentée, liant croissance des salaires et des prix au taux de chômage, ou la courbe WS (*wage setting*), inspirée des modèles de négociation salariale, expliquant le niveau des salaires réels par le taux de chômage et éventuellement d'autres variables. Le choix de la spécification en niveau ou en taux de croissance est un enjeu d'importance parce qu'il conditionne la détermination du taux de chômage d'équilibre dans un modèle macroéconomique complet. Mise en cause depuis de nombreuses années en raison de son manque de fondements microéconomiques, la courbe de Phillips a été plus récemment soumise à une critique de nature statistique, liée au développement de l'économétrie des variables non stationnaires. Comme relation entre variables aux propriétés temporelles hétérogènes, la courbe de Phillips est potentiellement mal spécifiée (L'Horty et Thibault, 1997). Un grand nombre de travaux récents⁴ associent dès lors l'utilisation des méthodes de la cointégration à l'estimation d'une relation entre niveau du salaire réel et taux de chômage. Plus récemment, en traitant explicitement de la non-stationnarité des séries concernées, Heyer et *alii* (2000) proposent une estimation de la boucle prix-salaire qui vise à rendre compte des rigidités nominales de court terme. Pour cela, ils estiment, par la méthode de Johansen, un système prix-salaire dans lequel la courbe de Phillips peut être interprétée comme une relation de cointégration. Ce résultat, obtenu par Ralle et Toujas-Bernate (1990), est ainsi retrouvé dans un cadre multivarié.

La spécification empirique des équations

La formulation retenue dans *e-mod.fr* est une relation de Phillips augmentée, présente dans la plupart des modèles macroéconomiques de l'économie française (*Economie et Prévision*, 1998) et très proche de celle obtenue dans un cadre multivarié par Heyer et *alii* (2000).

Équations de salaire et de prix de long terme

La courbe de Phillips augmentée traduit l'idée que les négociations salariales portent au niveau macroéconomique sur le taux de croissance

3. Pour une analyse plus détaillée sur les différents concepts et mesure du taux de chômage d'équilibre, le lecteur pourra se référer par exemple à Chagny et *alii* (2002), Le Bihan et Sterdyniak (1998), L'Horty Thibault (1998) ou Cotis et *alii* (1996).

4. Voir par exemple Hall (1986, 1989), Darby et Wren-Lewis (1991) pour le Royaume Uni, et L'Horty et Sobczak (1996), Bonnet et Mahfouz (1996), Cotis, Méary et Sobczak (1998) et L'Horty et Rault (1999) pour la France.

des salaires⁵. Elle postule une liaison entre taux de croissance des salaires, d'une part, et le taux de croissance des prix, taux de chômage et d'autres variables représentant des chocs d'offre d'autre part.

Elle s'écrit sous la forme⁶ :

$$\Delta W = \alpha_1 \Delta P + \alpha_2 \Delta \pi_{h_i} + \alpha_3 \Delta x + \alpha_4 U \quad (1)$$

Les notations sont usuelles, x représentant diverses variables de pression salariale (notamment le SMIC ou les composantes du coin fiscal-social⁷). Théoriquement, $\alpha_1 > 0$, $0 < \alpha_2 < 1$ (les salaires bénéficient d'une partie des gains de productivité) et $\alpha_4 < 0$ (courbe de Phillips).

Simultanément à l'équation de salaire, il est nécessaire de considérer l'équation de prix. Les prix, variable explicative centrale des salaires, ne peuvent être tenus pour exogènes. Expliciter l'équation de prix doit permettre de traiter des problèmes économétriques de simultanéité et d'identification. Les caractéristiques de l'équation de prix sont en outre déterminantes pour l'équilibre de long terme du système prix-salaire et pour l'évaluation du taux de chômage d'équilibre.

Quelle que soit l'approche retenue pour l'équation de salaire (Phillips ou WS), l'équation de prix est similaire. Elle relie la formation des prix de production aux coûts de production et au comportement de marge. Dans les principaux modèles de l'économie française, il est courant associer à l'équation de Phillips augmentée une équation de prix (2) spécifiée en niveau et qui peut s'interpréter comme le résultat cohérent d'un comportement de maximisation du profit des producteurs.

$$P = (W - \pi_{h_i}) + \gamma_1 z + \gamma_2 TU + \gamma_3 U + \gamma_4 \quad (2)$$

La variable de taux d'utilisation des équipements (TU) est introduite pour prendre en compte les effets de tensions sur le marché des biens, liées à la saturation des équipements. À coûts constants, quand le taux d'utilisation augmente, les firmes ont tendance à hausser leur prix (pour une formalisation voir par exemple Maurice et Taddei, 1997). Le taux d'utilisation des équipements permet un traitement symétrique des équations de salaire et prix : chômage et taux d'utilisation traduisent respectivement les tensions sur le marché du travail et sur le marché des biens et services. L'équation inclut également des variables d'offre (z) susceptibles d'influencer la formation de prix comme par exemple le taux d'intérêt réel (Fitoussi et Phelps, 1988, Bonnet et Mafhouz, 1996, Economie et Prévision, 1998) ou une dérive temporelle.

5. Pour une justification micro-économique voir Blanchard et Katz (1999).

6. Considérant dans un premier temps la forme de long terme de l'équation et son interprétation économique, cette première section omet indices temporels, termes retardés et aléas économétriques.

7. On distingue généralement deux variables :

Le coin fiscal = $(100 + TVA) * (100 + \text{Taux employeurs}) / (100 - \text{Taux salariés})$

Le coin salarial = $(P_c / P_v a) * (100 + TVA) * (100 + \text{Taux employeurs}) / (100 - \text{Taux salariés})$

Taux de chômage d'équilibre et NAIRU

La résolution du système des équations (1) et (2) en taux de croissance conduit à long terme à la détermination d'un taux de chômage d'équilibre (3), i.e. du taux de chômage compatible avec une inflation stable⁸.

$$U^* = \frac{(1 - \alpha_1)\Delta P - (\alpha_2 - 1)\Delta\pi_{h_i} - \alpha_3\Delta x - \gamma_1\Delta z - \gamma_2\Delta TU}{\alpha_4} \quad (3)$$

Si l'indexation nominale des prix et des salaires est parfaite ($a_1=1$), U^* s'interprète comme un taux de chômage n'accélérant pas l'inflation (NAIRU). Sinon il existe un arbitrage à long terme entre inflation et chômage. On peut néanmoins définir un pseudo-NAIRU, i.e. le taux de chômage prévalant pour un rythme de long terme d'inflation donné (correspondant par exemple à la cible de politique monétaire). Le NAIRU présente des sources de non-stationnarité moins nombreuses que le taux de chômage d'équilibre défini par un système WS-PS. En effet Dz , Dx sont stationnaires et même nuls à long terme car les variables x et z (i.e. le taux d'intérêt, le taux de syndicalisation etc.) ne présentent en général pas de tendance déterministe. De plus, même si parmi les variables z figure un *trend*, Dz et le NAIRU sont constants à long terme. En cas d'indexation imparfaite des salaires sur les prix ($a_1 < 1$), il y a un arbitrage inflation/chômage à long terme mais le (pseudo) NAIRU est constant. Dans le cas d'indexation unitaire, et si l'on suppose que z , x et TU sont constants à long terme, le NAIRU varie principalement en cas de rupture des gains tendanciels de productivité. Il assure la stabilité de la part des rémunérations salariales dans la valeur ajoutée.

$$U^* = \frac{(1 - \alpha_2)\Delta\pi_{h_i} - k}{\alpha_4} \quad \text{avec } k = \alpha_3\Delta x + \gamma_1\Delta z + \gamma_2\Delta TU \quad (4)$$

Une accélération de la productivité, non intégralement répercutée sur les salaires ($\alpha_2 < 1$), permet de réduire le NAIRU en diminuant les coûts salariaux unitaires.

Les résultats d'estimation

L'équation de salaire

L'équation de salaire estimée est une courbe de Phillips augmentée avec sous-indexation. Les salaires augmentent avec l'inflation et lorsque les tensions sur le marché du travail s'accroissent.

8. Voir Bonnet et Mahfouz (1996), Le Bihan et Sterdyniak (1998) pour des discussions plus détaillées.

Contrairement à l'hypothèse faite préalablement à toutes estimations d'un modèle WS-PS, l'hypothèse d'une indexation unitaire des salaires au prix est rejetée dans nos estimations (selon celles-ci, l'élasticité s'élève à 0,7). La désindexation des salaires sur les prix est devenue un trait partagé par plusieurs modèles macroéconomiques français (Amadeus, Mimosa (CEPII-OFCE, 1996) et validée par des travaux économétriques (Bonnet, 1997, Heyer et alii, 2000).

Une accélération de la productivité permet une progression des salaires. L'élasticité des salaires par rapport à la productivité s'élève à 0,56 selon nos estimations.

Des variables représentant les aspects structurels du marché du travail (taux de remplacement, coin fiscal-social, taux de cotisations sociales) ont été testées mais n'ont pas été sélectionnées économétriquement. Parallèlement, les variations de salaires horaires sont influencées à court terme par celles de la durée du travail.

L'équation de prix de la valeur ajoutée

Notre équation de prix de la valeur ajoutée est une relation de fixation des prix en fonction des coûts⁹ et des tensions rencontrées sur les marchés des biens et services et du travail.

L'indexation unitaire des prix par rapport au coût unitaire permet d'interpréter cette relation comme une équation de taux de marge. Celui-ci est modifié d'une part par les tensions sur le marché des biens, via le taux d'investissement en volume et le taux d'utilisation des capacités et d'autre part par les tensions sur le marché du travail, via le taux de chômage.

L'introduction du taux d'utilisation du capital permet de prendre en compte des rendements du travail d'autant plus décroissants que l'on se rapproche des pleines capacités. À l'approche de la pleine utilisation des capacités productives sont observés des « effets de saturation ». Le niveau des taux d'utilisation influe sur le niveau des marges des producteurs : quand les capacités de production sont saturées, les entreprises augmentent leur prix car leur offre est limitée. Une hausse du taux d'investissement est aussi un signe de tension sur le marché des biens. Elle implique aussi des besoins financiers accrus pour les entreprises, qui augmentent alors leurs marges.

De façon symétrique, lorsque le marché du travail se tend, les entrepreneurs réduisent leur taux de marge. Une baisse du chômage entraîne une compression des marges des producteurs, ce qui a un

9. Dans notre estimation, les coûts salariaux sont augmentés des frais financiers, des subventions et des impôts à la production.

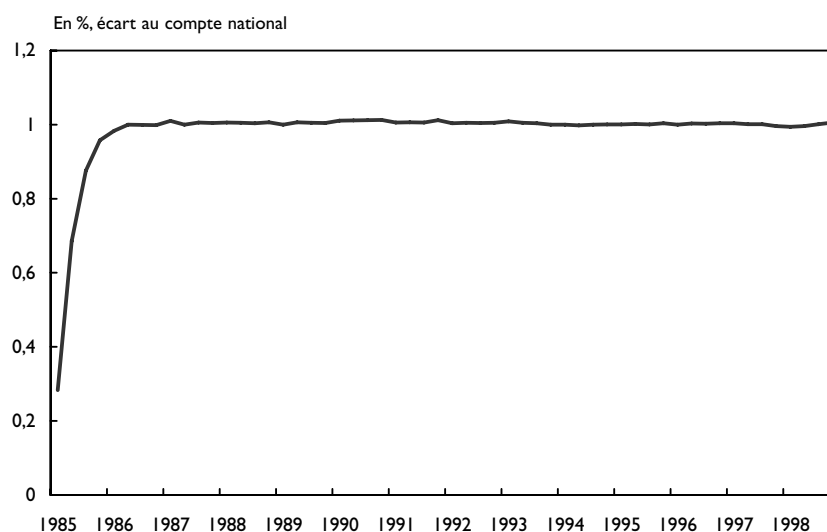
effet ponctuel sur le niveau des prix. La présence du taux de chômage dans cette équation permet ainsi d'expliquer la déformation au gré des rapports de force sur le marché du travail du partage salaire-profit dans l'économie.

3. Élasticité des prix de la valeur ajoutée

	Court terme	Long terme	Délai moyen (années)
Coût salarial unitaire	0,28	1,0	0,22
Taux d'utilisation		0,4	

Source : Estimation e-mod.fr.

5. Réponse des prix de la V.A. à une hausse des coûts unitaires de 1 %



Source : Simulation e-mod.fr.

L'équation de prix de consommation

Les prix à la consommation sont indexés de façon unitaire sur une moyenne pondérée des prix de valeur ajoutée et d'importation, du taux apparent des impôts sur les produits et du taux apparent des subventions sur les produits.

7. Notations

W	représente le salaire horaire nominal (Source INSEE)
P_C	représente les prix à la consommation (Source INSEE)
P_{VA}	représente les prix à la valeur ajoutée (Source INSEE)
P_M	représente les prix d'importation (Source INSEE)
U	représente le taux de chômage (Source INSEE)
π_{h_i}	représente la productivité horaire du travail (Source INSEE)
TU	représente les taux d'utilisation des capacités de production (Source INSEE)
$\frac{I}{VA}$	représente le taux d'investissement (Source INSEE)
d	représente la durée du travail (Source INSEE)

Équation de salaire : Relation de cointégration ou de long terme

$$\dot{W}_t = 0,68 * \dot{P}_{C_t} - 0,14 * U_t + 0,56 * \dot{\pi}_{h_t} + 0,25 * \dot{S}mic_t + 1,68 + \varepsilon_{W_t}$$

(8,09) (2,889) (4,19) (3,38) (2,98)

Sum Sq	14,7500	Std Err	0,4241	LHS Mean	1,4866
R Sq	0,8768	R Bar Sq	0,8708	F 4, 82	145,939
	D.W.(1)	1,1334	D.W.(4)	2,3276	

Écart à la tendance ou relation de court terme

$$\varepsilon_{W_t} = 0,53 * \varepsilon_{W_{t-1}} - 0,19 * \Delta \dot{P}_{C_t} - 0,98 * \Delta \dot{d}_t - 0,0095$$

(6,01) (2,13) (6,51) (0,34)

Sum Sq	7,5108	Std Err	0,3083	LHS Mean	0,0039
R Sq	0,4799	R Bar Sq	0,4536	F 4, 79	18,2261
	D.W.(1)	1,9801	D.W.(4)	2,1801	
	AR_0 = -	0,20957	AR_1		
		(1,54985)			

Équation de prix : Relation de cointégration ou de long terme

$$\log(P_{VA})_t = \log(W - \pi_{h_t})_t + 0,28 * \log\left(\frac{I}{VA}\right)_t + 0,005 * TU_t + 0,01 * U_t + 5,05 + \varepsilon_{P_{VA}t}$$

(NC) (12,98) (4,99) (13,54) (43,68)

Sum Sq	0,0112	Std Err	0,0113	LHS Mean	4,3969
R Sq	0,9981	R Bar Sq	0,9980	F 3, 87	15202,3
	D.W.(1)	0,4438	D.W.(4)	1,0848	

Écart à la tendance ou relation de court terme

$$\varepsilon_{P_{VA}t} = 0,58 * \varepsilon_{P_{VA}t-1} - 0,91 * \Delta \log(W - \pi_{h_t})_t - 0,23 * \Delta \log\left(\frac{I}{VA}\right)_t$$

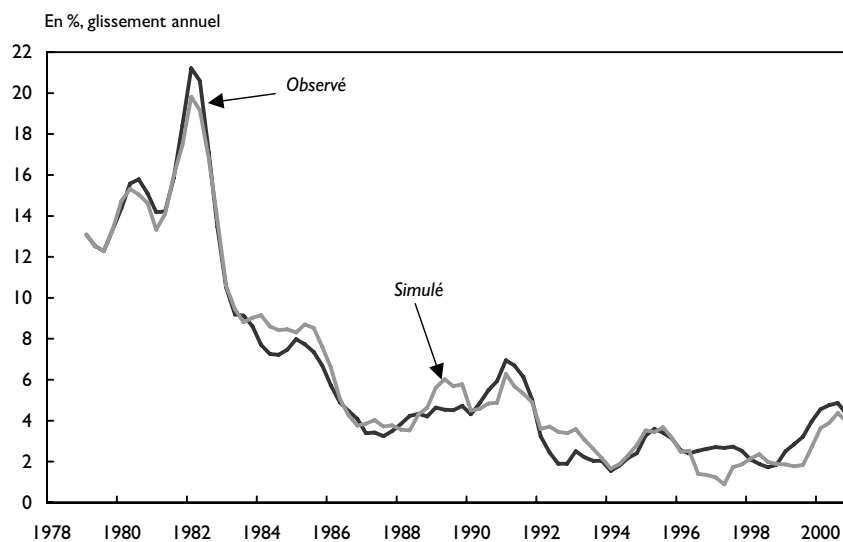
(7,33) (14,64) (8,63)

$$- 0,003 * \Delta TU_t - 0,006 * \Delta U_t + 0,007$$

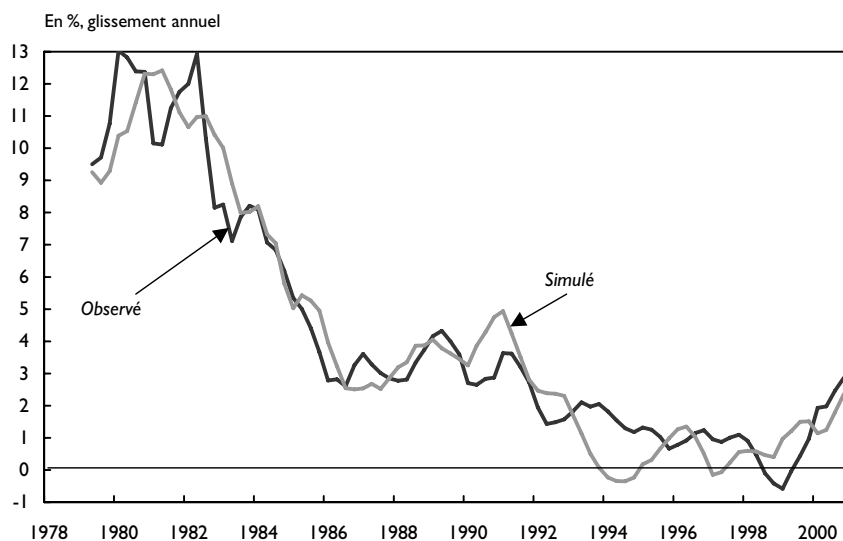
(5,87) (2,02) (2,25)

Sum Sq	0,0011	Std Err	0,0037	LHS Mean	- 0,0006
R Sq	0,8864	R Bar Sq	0,8781	D.W.(1)	2,1047
		H	- 0,8126	D.W.(4)	2,4847
	AR_0 = +	0,87329	AR_1		
		(19,5701)			

6. Taux de croissance du salaire horaire observé et simulé



7. Taux de croissance du prix de la valeur ajoutée observé et simulé



Évaluation du NAIRU

En faisant l'hypothèse d'un NAIRU stable dans le temps, l'estimation du système d'équation sur l'économie française durant la période 1978-2000 est ¹⁰ :

$$\begin{cases} \dot{W} = 0,68\dot{P}_C - 0,14U + 0,56\dot{\pi}_{h_i} + 0,25\dot{S}mic + 1,68 \\ \dot{P}_{VA} = \dot{W} - \dot{\pi}_{h_i} + 0,28\Delta \log\left(\frac{I}{VA}\right) + 0,005\Delta TU + 0,01\Delta U \\ \dot{P}_C = 0,808\dot{P}_{VA} + 0,192\dot{P}_M \end{cases}$$

Sous l'hypothèse d'un comportement de prix traditionnel (mark-up constant et part constante des imports dans la consommation), l'indexation des salaires sur les prix n'est pas unitaire, ce qui rend compte d'un arbitrage inflation/chômage. Il existe une relation entre un chômage d'équilibre et le taux d'inflation. Pour une baisse de 1 point de chômage le taux de croissance annuel des salaires nominaux augmente de 1,2% et l'inflation de 1%.

Malgré une indexation partielle dans la boucle prix-salaire, le système estimé permet d'évaluer le taux de chômage d'équilibre pour un niveau d'inflation (du prix de la valeur ajoutée et des importations) donné. Reprenant les résultats de nos estimations, ce taux de chômage d'équilibre s'établit, une fois le système résolu, de la façon suivante :

$$\bar{U} = \frac{-0,45\dot{P}_{VA} + 0,13\dot{P}_M + 0,25\dot{S}mic - 0,44\dot{\pi}_{h_i} - 1,68}{0,14}$$

L'évaluation du taux de chômage d'équilibre résultant de cette écriture est bien entendu très sensible à la valeur retenue pour l'ensemble des exogènes. Se plaçant à moyen terme, nous faisons l'hypothèse que seuls les prix et la productivité varient. Dans ces conditions et sous l'hypothèse d'une variation identique du prix de la valeur ajoutée et de celui des importations (2 % en rythme annuel) ainsi que d'une croissance annuelle de la productivité de 2 %, le taux de chômage d'équilibre s'établit au-dessus de 9 %. La baisse de l'inflation et de la croissance de la productivité du travail des dernières années auraient contribué à la montée du chômage d'équilibre.

10. De manière à faciliter la résolution du système, nous avons différencié l'équation de prix de la valeur ajoutée.

Le bloc consommation

Logique générale du comportement des ménages

Comme pour la plupart des modèles macroéconométriques, la modélisation du comportement de consommation repose sur la théorie du revenu permanent, et celle du cycle de vie, initiées respectivement par Friedman (1957) et Brumberg et Modigliani (1954) : les ménages optimisent l'utilité de leurs dépenses (consommation et investissement logement) compte tenu de leurs revenus anticipés à un horizon plus ou moins lointain. Dans le cas du revenu permanent, les ménages ont des comportements dynastiques et ils considèrent la consommation et les revenus de leurs héritiers de la même façon que les leurs. Le cycle de vie prend pour horizon la vie du consommateur, ce qui permet de prendre en compte la baisse des revenus du travail à l'âge de la retraite. Dans les deux modèles, l'épargne est une consommation différée.

Ainsi que l'ont rappelé Browning et Crossley (2001), ce cadre théorique permet d'incorporer comme déterminants de la consommation la richesse des ménages mais aussi le revenu courant¹¹. Ce cadre peut intégrer aussi les comportements de prudence face à l'incertitude des revenus, dont une proxy peut être le taux de chômage.

Dans le modèle *e-mod.fr*, les décisions des ménages dépendent de leurs revenu et richesse propres, indépendamment de ceux des entreprises ou de l'État. Ainsi, les ménages ne sont pas ricardiens et les entreprises ne sont pas considérées comme transparentes par les ménages, contrairement au modèle de la BCE par exemple, où ces derniers agissent en fonction de la richesse nationale (européenne).

Les équations économétriques

Équation de consommation

Les déterminants traditionnellement retenus pour le comportement des ménages étaient le pouvoir d'achat du revenu courant et l'inflation

11. Sous des hypothèses très restrictives comme des anticipations rationnelles, et l'accès non contraint au crédit à condition de ne pas mourir avec un endettement infini, les ménages consomment en fonction de la valeur actualisée de leurs revenus, salariaux et financiers. Les ménages qui ont des anticipations adaptatives, basées sur leur situation courante, qui ne peuvent pas s'endetter autant qu'ils le désirent, qui ont un comportement qui s'adapte lentement du fait de l'habitude ont une consommation qui dépend de leur revenu courant.

(Allard, 1992), *Economie et prévision*, 1998, Charpin, 1998). Depuis 1990, les estimations de la fonction de consommation en France sont devenues instables (Cadiou, 1995, Bonnet et Dubois, 1995, Sicsic et Villetelle, 1995).

La littérature suggère que cette rupture est liée à la déréglementation financière qui a eu lieu en France au milieu des années 1980. Celle-ci a pu modifier le comportement des ménages de deux façons. D'une part, les ménages ont pu diversifier leurs placements financiers des placements réglementés (livret A, PEL,...) vers les OPCVM, les rendant plus sensibles aux variations des variables financières (Ostry et Levy, 1995, Bonnet et Lecler, 1996). D'autre part, la quantité des crédits octroyés aux ménages n'a plus été contrôlée. La déréglementation a ainsi permis une augmentation de l'encours des crédits aux ménages, relâchant leur contrainte de liquidité (Bayoumi, 1993).

Les variables financières testées dans la fonction de consommation sont le taux d'intérêt réel et l'indice de cours boursier. L'impact des taux d'intérêt, obtenu par MESANGE, n'est robuste ni à la spécification ni à la période d'estimation de l'équation. Nous avons choisi de ne pas le retenir. Par ailleurs, l'impact des cours boursiers ne ressort pas empiriquement.

L'impact de l'inflation retenu traditionnellement dans la fonction de consommation française s'apparente à un effet de la taxe inflationniste : le patrimoine voit son pouvoir d'achat diminué par l'inflation, ce qui oblige à une épargne supplémentaire quand les consommateurs ont un objectif de pouvoir d'achat du patrimoine. Cependant, les estimations ne prenant pas en compte la période de forte inflation, et notamment celles commençant en 1978, ne font pas ressortir un tel effet. Cette instabilité du coefficient de l'inflation dans l'équation de consommation pourrait être la conséquence de la diminution de la part des placements liquides, pour lesquels l'impact de la taxe inflationniste est le plus marqué, dans le patrimoine financier des ménages (de 21 % en 1978 à 7 % en 1997, Baudchon et Chauvin, 1999).

Aucun impact de la richesse en elle-même ou des plus-values potentielles n'a été mis en évidence avec les données de l'ancienne base (1980) de comptabilité nationale. Par ailleurs, l'utilisation de ces données pose problème. Le mode de valorisation des actifs (problématique pour les actions non cotées) a un impact très important sur la dynamique d'accumulation décrite. Les données de patrimoine financier ne sont pas cohérentes avec les comptes réels utilisés dans le modèle. L'épargne financière, déduite du revenu disponible des ménages, de leur consommation et de leur investissement logement, diffère de l'épargne financière de près de 4 % du revenu disponible de 1986 à 1994. Dans la nouvelle base, le compte de patrimoine des ménages n'est disponible que depuis 1995, ce qui est un historique trop court pour être utilisé.

Dans notre équation, nous avons plutôt retenu un impact de la déréglementation financière sur le passif des ménages. La mesure de leur endettement est relativement fiable, dans la mesure où les ménages ont essentiellement recours à des emprunts auprès d'établissements financiers. La déréglementation s'est traduite d'abord par une forte augmentation des nouveaux crédits accordés aux ménages de 1985 à 1986. Avec le ralentissement économique, le poids de cet endettement est devenu insoutenable, si bien que les nouveaux crédits sont revenus à leur niveau d'avant la déréglementation, après une baisse en 1989 et 1990. La prise en compte de ces phénomènes améliore grandement la qualité de l'estimation. La plupart des auteurs retiennent l'évolution du ratio des crédits de trésorerie sur le revenu disponible. Pour notre part, nous avons retenu le ratio entre les nouveaux crédits à l'habitat et le revenu disponible brut. Ce ratio est passé de 8 % environ de 1978 à 1984 (séries de la comptabilité nationale en base 1980) à 10 % en 1987 puis est retombé à 8 % en 1991. Cette utilisation des crédits sur la période d'un cycle dans la fonction de consommation pose problème, dans la mesure où ils sont en partie endogènes et où leur évolution pourrait traduire des comportements différents, mais elle devient courante dans les estimations récentes de la fonction de consommation en France (Charpin, 1998 ; MESANGE, 2001).

Ainsi, dans *e-mod.fr*, le taux de consommation des ménages dépend de la progression du pouvoir d'achat du revenu disponible. Cet effet est obtenu dans le modèle à générations imbriquées, où une accélération du revenu conduit à ce que les retraités désépargnent un montant qui est plus faible que l'augmentation de l'épargne des plus jeunes.

8. Notations

C	représente la consommation en volume (<i>Source INSEE</i>)
I_m	représente l'investissement des ménages en volume (<i>Source INSEE</i>)
Y	représente le pouvoir d'achat du revenu disponible (<i>Source INSEE</i>)
tic_r	représente le taux d'intérêt réel des prêts conventionnés au logement (<i>Source Banque de France</i>)
U	représente le taux de chômage (<i>Source INSEE</i>)
$Dumderg$	rend compte de la déréglementation

$$C_t / Y_t = 0,019 * Dumdereg + 0,69 + \varepsilon_t$$

(11,8)

(4,8)

Sum Sq 97,6326 Std Err 1,0415 Std Err 1,0415
R Sq 0,6055 R Bar Sq 0,6011 F 1,90 138,119
D.W.(1) 0,7216 D.W.(4) 1,3802

$$\varepsilon_t = 0,72 * \varepsilon_{t-1} - 0,72 * \Delta \log(Y_t) + 0,003$$

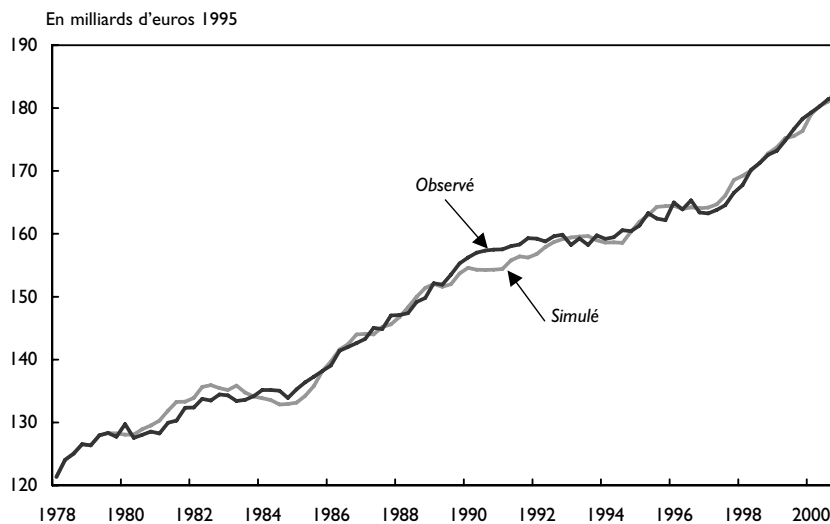
(11,2)

(9,6)

(4,8)

Sum Sq 24,1675 Std Err 0,5396 LHS Mean 0,0932
R Sq 0,6910 R Bar Sq 0,6836 F 2,83 92,8117
D.W.(1) 2,1192 D.W.(4) 1,7289
H - 0,7465

8. Consommation des ménages observée et simulée



Sources : INSEE, comptes nationaux, simulation e-mod.fr.

4. Élasticité de la consommation

	Court terme	Long terme	Délai moyen (années)
Revenu réel	0,3	1,0	0,2

Source : Estimation e-mod.fr.

Équation d'investissement logement

Le comportement d'investissement en logement peut également être analysé dans le cadre d'un modèle de cycle de vie (Babeau et Charpin, 1993). Comme toute consommation, celle de service de logement dépend des revenus et de la richesse des ménages. Si l'on considère que les ménages doivent se loger de toutes façons, le choix de l'investissement logement correspond à un choix d'allocation d'actif, soit entre détention de liquidité mais paiement d'un loyer contre acquisition d'un logement grâce à un emprunt pour la plupart des propriétaires-occupants, soit entre actifs financiers et immobiliers pour les propriétaires-bailleurs. Compte tenu de l'ampleur de la dépense, les contraintes de liquidité jouent un rôle important. Ainsi, les déterminants traditionnels en sont le revenu disponible réel, le prix relatif du logement, le taux d'intérêt réel, le taux de chômage.

La qualité de l'équation d'investissement logement est médiocre depuis les années 1990. Cela peut s'expliquer par l'instabilité de la politique économique menée dans le domaine (nombreux changements de régimes fiscaux ; développement de placements destinés à favoriser l'achat de logement comme les Plan et Compte d'épargne logement, dont les conditions ne sont indexées que très imparfaitement sur les taux d'intérêt de marché ; prêts aidés comme le prêt à taux zéro) et par les évolutions socio-démographiques. La déréglementation financière a aussi pu jouer un rôle en desserrant momentanément les contraintes de crédit et en créant une bulle immobilière que l'économétrie peine à retracer.

Relation de cointégration ou de long terme

$$\log(I_m/Y)_t = -0,016 * tic_t - 0,041 * U_t + 0,045 * dumderg_t - 0,001 * temps - 0,281 + \varepsilon_{I_m}$$

(8,02) (11,5) (8,7) (5,0) (47,7)

Sum Sq	0,0559	Std Err	0,0266	Std Err	0,0266
Std Err	0,0266	R Bar Sq	0,9571	F 4, 79	463,555
D.W.(1)	0,5743	D.W.(4)	1,6300		

Écart à la tendance ou relation de court terme

$$\varepsilon_{I_m,t} = 0,75 * \varepsilon_{I_m,t-1} - 1 * \Delta \log(Y)_t + 0,01 * diff(tic_t) + 0,004$$

(11,9) (NC) (5,3) (2,3)

Sum Sq	0,0152	Std Err	0,0142	LHS Mean	0,0010
R Sq	0,7131	R Bar Sq	0,6940	F 5, 75	37,2819
D.W.(1)	2,0536	D.W.(4)	1,7032		
H	-0,4449				
AR_0 =	+ 0,10860	* AR_1			
	(0,73688)				

5. Élasticité de l'investissement logement

	Court terme	Long terme	Délai moyen (années)
Revenu réel	0,0	1,0	1,0
Taux d'intérêt réel	- 0,3	- 1,6	0,9

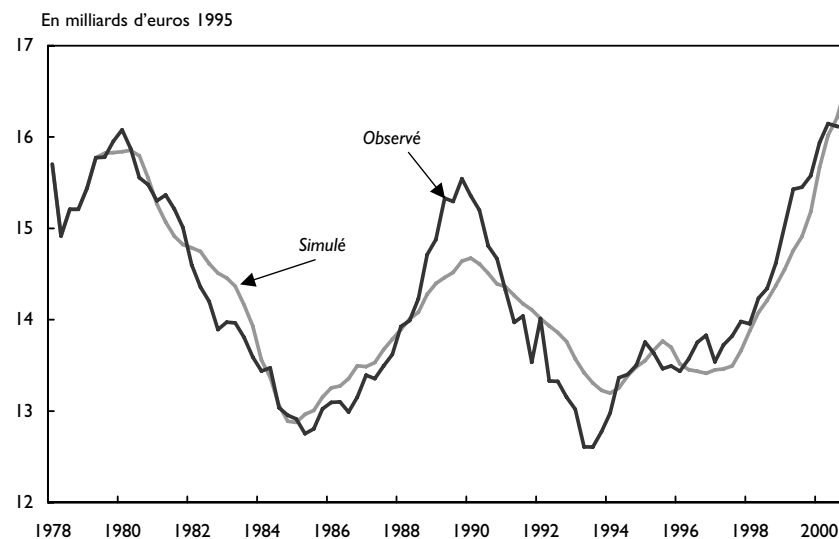
Source : Estimation e-mod.fr.

6. Impact sur le taux d'investissement

	Court terme	Long terme	Délai moyen (années)
Croissance du revenu réel de 1 %	0,0	- 0,08	0,8

Source : Estimation e-mod.fr.

9. Investissement des ménages observé et simulé



Sources : INSEE, comptes nationaux, simulation e-mod.fr.

Le bloc commerce extérieur

Le commerce extérieur comprend quatre équations. On considère les importations et les exportations de l'ensemble des biens et services (sans distinguer de secteurs), dont on modélise les volumes et les prix.

Logique générale du bloc extérieur

Notre modélisation des échanges internationaux repose sur des fondements du comportement de demande où les biens produits localement et ceux importés sont imparfaitement substituables¹² et où la fixation des prix repose sur un arbitrage des exportateurs entre maintien de la compétitivité et préservation des marges.

Des fondements néo-keynésiens...

En ne prenant pas explicitement en compte les théories du commerce international insistant traditionnellement sur les différences de conditions d'offre (immobilité relative du capital (Ricardo), différences dans les dotations initiales des facteurs (Heckscher-Ohlin), préférences des consommateurs pour la diversité et économies d'échelle), les fondements des équations du modèle sont qualifiés de néo-keynésiens : selon ce schéma d'analyse, le consommateur est soumis à une contrainte de revenu et cherche à maximiser son utilité en consommant deux types de biens imparfaitement substituables.

On dérive de ce programme d'optimisation une fonction de demande de biens importés qui dépend du revenu réel du consommateur et des prix relatifs des importations par rapport aux prix des produits locaux (compétitivité).

... adoptant une spécification en parts de marché...

Dans les équations d'importations et d'exportations en volume, nous avons substitué au revenu réel une variable de demande (demande intérieure pour les importations, mondiale adressée à la France pour les exportations). Cette élasticité de la demande est contrainte à l'unité conduisant de ce fait à une spécification en parts de marché¹³.

... et respectant la condition de Marshall-Lerner

Après une dévaluation, en supposant un taux de couverture unitaire en valeur, l'effet à long terme sur le solde commercial sera positif, à la condition suivante :

$$S = \varepsilon_{px} + ((1 - \varepsilon_{px}) * \varepsilon_x) - (\varepsilon_{pm} * (1 - \varepsilon_m)) > 0$$

12. Cette hypothèse permet, d'un point de vue théorique, d'admettre une élasticité prix finie. Pour plus de détails sur les fondements théoriques de ce type de modèle, le lecteur pourra se référer à l'article fondateur de Armington (1969).

13. Cette spécification en parts de marché se retrouve dans la plupart des modèles français (AMADEUS, METRIC, MESANGE, Banque de France).

ε_{px} : élasticité du prix des exportations au prix des concurrents étrangers

ε_{pm} : élasticité du prix des importations au prix des concurrents étrangers

ε_x : élasticité-prix des exportations ou compétitivité des exportations

ε_m : élasticité-prix des importations ou compétitivité des importations

Dans le modèle *e-mod.fr*, la condition dite « de Marshall-Lerner » ou encore théorème des élasticités critiques est vérifiée ($S=0,68$). Une dévaluation (*respectivement une appréciation*) conduit alors, toutes choses égales par ailleurs, à une amélioration (*respectivement dégradation*) du solde commercial. Autrement dit, les effets positifs (*négatifs*) des gains de compétitivité sur les volumes l'emportent sur les effets négatifs (*positifs*) associés à la dégradation des termes de l'échange.

Les équations économétriques

Les volumes d'importations

Dans *e-mod.fr*, les déterminants des importations sont la demande intérieure, un terme de compétitivité, construit comme le prix relatif de production nationale par rapport aux prix des importations hors énergie et un terme d'utilisation du capital productif. Habituellement, ces tensions conjoncturelles sur les capacités de production sont décrites par l'intégration dans cette équation des taux d'utilisation des capacités de production en France rapportés à celui de ses principaux partenaires (AMADEUS, HERMES). Ce ratio permet de capter une éventuelle contrainte d'offre à laquelle est soumise l'économie nationale. Le signe attendu de son élasticité par rapport aux importations est positif : lorsque les TU sont plus élevés en France que chez ses principaux partenaires, le surcroît de demande interne s'oriente vers les producteurs étrangers et accroît ainsi le volume des importations ¹⁴. Si ce ratio sort significativement dans cette relation, sa prise en compte suscite certains problèmes variantiels ¹⁵. Nous avons alors choisi d'écarter cette variable pour lui substituer la durée d'utilisation des

14. Dans un précédent travail (OFCE, 2001), nous estimons une fonction de taux de couverture de la France faisant intervenir ce ratio. Les résultats de cette estimation indiquent que cet écart de taux d'utilisation explique partiellement et significativement le taux de couverture en France. Plus précisément, un accroissement de cet écart de 1 % engendrerait, d'après cette équation une baisse du taux de couverture de 0,6 %.

15. Si l'élasticité est significative, la valeur obtenue, supérieure à l'unité, est trop importante et pose certains problèmes notamment lorsqu'il s'agit de commenter les propriétés variantielles du modèle. A titre illustratif, un choc positif de demande sera complètement neutralisé par la hausse des importations.

équipements. Il aurait été certes préférable de l'introduire relativement à celle rencontrée à l'étranger, mais sa prise en compte semble néanmoins améliorer l'estimation de notre équation même si elle ne prend pas en compte le secteur des services. L'élasticité des importations en volume à leur prix relatif est de 0,6 à long terme, valeur identique à celle estimée dans NIGEM, MIMOSA, HERMES ou METRIC (0,6) mais plus faible que celle retenue dans MESANGE ou AMADEUS (1). Enfin, certains modèles enrichissent l'analyse en intégrant une compétitivité hors-prix comme l'effort en recherche et développement¹⁶. Estimant à un niveau très agrégé, nous n'avons pas retenu ce type d'indicateur.

9. Notations

M	: Importations en biens et services, en volume (Source INSEE).
DI	: Demande intérieure en biens et services, en volume (Calcul OFCE).
DUE	: Durée d'utilisation des équipements dans l'industrie (Source BdF).
X	: Exportations en biens et services, en volume (Source INSEE).
DMond	: Demande mondiale adressée à la France, en volume (Calcul OFCE).
Temps	: Tendence linéaire à partir du début de la période d'estimation.
P _M	: Prix des importations en biens et services hors pétrole (Source INSEE).
P _X	: Prix des exportations en biens et services (Source INSEE).
P _{VA}	: Prix de la valeur ajoutée (Source INSEE).
P _{E_X}	: Prix des exportations des concurrents (Calcul OFCE).
P _{E_M}	: Prix des importations des concurrents (Calcul OFCE).

Relation de cointégration ou de long terme

$$\text{Log}(M_t) = 1,0 * \text{log}(DI_t) + 0,58 * \log\left(\frac{P_{VA}}{P_M}\right)_t + 1,97 * \log(DUE_t) - 7,52 + \varepsilon_{M_t}$$

(NC)
(6,30)
(9,91)
(9,65)

Sum Sq	0,1856	Std Err	0,0479	LHS Mean	10,8266
R Sq	0,9746	R Bar Sq	0,9740	F	2,81 1556,32

Écart à la tendance ou relation de court terme

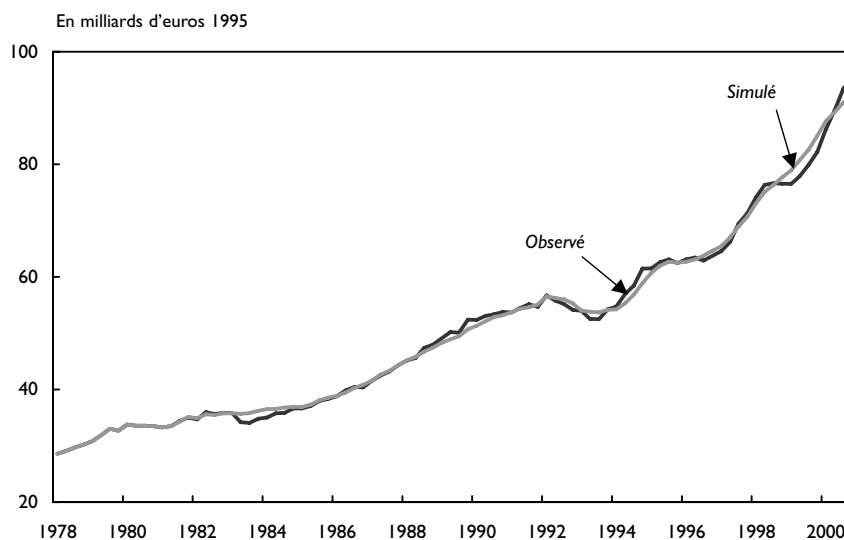
$$\varepsilon_{M_t} = 0,79 * \varepsilon_{M_{t-1}} + 0,48 * \Delta\left(\frac{P_{VA}}{P_M}\right)_t - 0,01 * \Delta \log(DUE_t) + 0,006$$

(13,72)
(5,27)
(2,77)
(4,37)

Sum Sq	0,0110	Std Err	0,0122	LHS Mean	0,0113
R Sq	0,7369	R Bar Sq	0,7262	VF	3,74 69,0764
D.W.(4)	2,3231	D.W.(4)	2,3231		
H			0,5552		

16. Dans le modèle AMADEUS, cette compétitivité hors-prix est prise en compte par l'intégration de l'âge du capital dans les équations d'importations et d'exportations.

10. Volume d'importations observées et simulées



Les volumes d'exportations

De façon symétrique, le volume des exportations dépend positivement des indicateurs de demande étrangère et de compétitivité.

Si l'on dispose en comptabilité nationale de la notion de demande intérieure, il n'existe pas d'équivalent direct pour le reste du monde. Dans *e-mod.fr*, la demande mondiale adressée à la France est construite comme la somme des importations de ses partenaires ¹⁷ pondérée par les parts détenues par la France sur chacun de ces marchés ¹⁸.

L'indicateur de compétitivité dépend, quant à lui, du rapport des prix des exportateurs étrangers ¹⁹ sur le prix des exportations françaises. L'élasticité obtenue à long terme (0,6) est très proche de celle estimée dans d'autres modèles (0,6 dans NIGEM et OCDE, 0,7 dans MESANGE, METRIC et MIMOSA) qu'ils aient ou non contraint à l'unité l'élasticité de la demande. Nous avons également introduit une tendance temporelle dans l'équation d'exportation ²⁰.

17. Dans sa dernière version, 18 pays ou zones sont retenus dans le calcul de la demande adressée : Allemagne, Royaume-Uni, Italie, Espagne, Pays-Bas, Belgique, Autre UE, Europe de l'Est, Autre Europe, USA, Japon, Autre OCDE, Afrique, Amérique Latine, Asie, Moyen orient, OPEP.

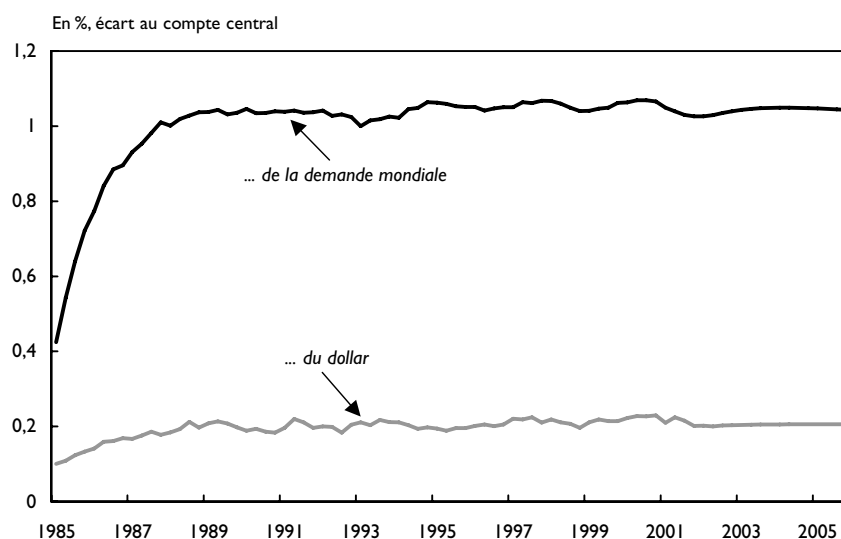
18. Dans certains modèles macro-économétriques, cette demande étrangère est évaluée à partir des demandes intérieures de ses partenaires commerciaux.

19. Cette variable est construite selon le même principe que la demande adressée.

20. A partir d'estimations réalisées sur données de panel (17 pays), Hervé (2001) trouve une élasticité des exportations au prix supérieure à l'unité.

Dans une spécification en parts de marché (indexation unitaire de l'élasticité des exportations à la demande mondiale), cette variable reflète la dégradation des parts de marché due à l'apparition progressive de nouveaux concurrents sur les marchés internationaux. Selon nos estimations, l'ouverture croissante des économies vient rogner l'effet négatif de l'apparition de nouveaux concurrents (perte de 0,4 point de part de marché par an).

11. Réponses des exportations à un choc unitaire...



Source : Simulation e-mod.fr.

7. Élasticité des exportations

	Court terme	Long terme	Délai moyen (années)
Demande Mondiale	0,43	1,0	0,72
Dollar	0,1	0,21	0,82

Source : Estimation e-mod.fr.

Relation de cointégration ou de long terme

$$\begin{aligned} \text{Log}(X_t) &= 1,00 * \log(DMond)_t + 0,57 * (0,6 * \log\left(\frac{P_{Ex}}{P_X}\right)_t + 0,4 * \log\left(\frac{P_{Ex}}{P_X}\right)_{t-1}) \\ &\quad - 0,001 * \text{temps} + 3,86 + \varepsilon_{X_t} \\ &\quad (NC) \quad (5,89) \quad (6,21) \quad (8,16) \end{aligned}$$

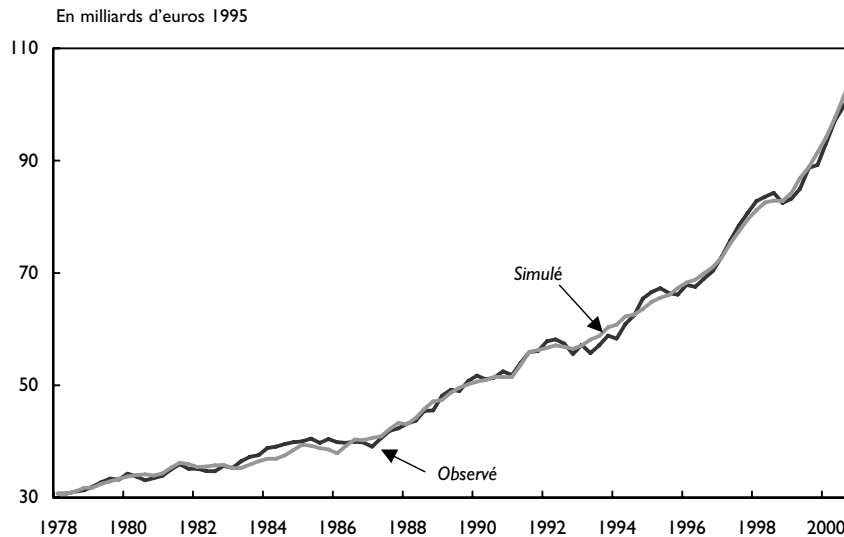
Sum Sq	0,0961	Std Err	0,0330	LHS Mean	10,8262
R Sq	0,9906	R Bar Sq	0,9904	F	2, 88 4626,04

Écart à la tendance ou relation de court terme

$$\varepsilon_{X_t} = 0,79 * \varepsilon_{X_{t-1}} - 0,57 \Delta DMond_t - 0,12 \Delta Dollar_t - 0,21 * \Delta \log\left(\frac{P_{Ex}}{P_X}\right)_t + 0,008$$

(14,31)	(5,59)	(2,57)	(2,03)	(4,14)	
Sum Sq	0,0236	Std Err	0,0167	LHS Mean	0,0009
R Sq	0,7383	R Sq	0,7383	VF	4, 85 59,9532
D.W.(1)	2,1831	D.W.(4)	2,1728		
H	-1,0773				

12. Volume d'exportations observées et simulées



Sources : INSEE, comptes nationaux, simulation e-mod.fr.

Les prix d'importations et d'exportations

Les déterminants principaux des équations de prix du commerce de biens et services sont des indicateurs de prix domestique et de prix étranger. Dans nos équations, nous contraignons à l'unité la somme des deux élasticités. Dans e-mod.fr, nous modélisons les prix des importations hors énergie et énergétiques. Les évolutions des prix

d'importations énergétiques sont très largement calquées sur celles du prix du baril exprimé en euros. D'après nos estimations, l'impact des prix intérieurs est plus important que celui des prix étrangers (respectivement de l'ordre de 2/3 et 1/3) dans l'équation de prix d'importations.

Relation de cointégration ou de long terme

$$\text{Log } (P_M)_t = 0,30 * \log \left(\frac{P_{EM}}{P_{VA}} \right)_t + 1,0 * \log (P_{VA})_t + 0,003 * \text{temps}$$

(11,24) (NC) (7,49)

$$- 0,007 * t87q1 + 1,21 + \varepsilon_{P_Mt}$$

(14,17) (11,61)

Sum Sq 0,0474 Std Err 0,0243 LHS Mean 4,5360
R Sq 0,9768 R Bar Sq 0,9759 F 3, 80 1121,49
D.W.(1) 0,9870 D.W.(4) 1,4355

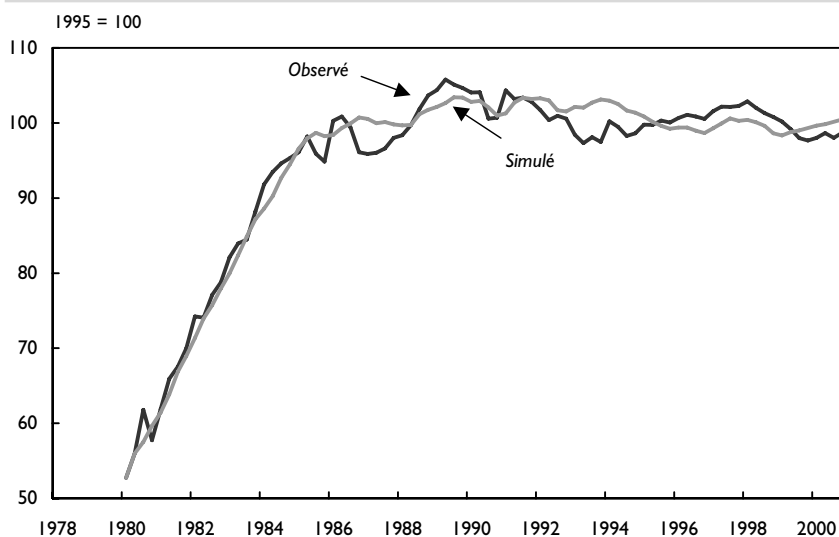
Écart à la tendance ou relation de court terme

$$\varepsilon_{P_Mt} = 0,55 * \varepsilon_{P_{Mt-1}} - 0,17 * \Delta \log (P_{EM})_t - 0,002$$

(5,98) (3,19) (0,85)

Sum Sq 0,0299 Std Err 0,0193 LHS Mean 0,0007
R Sq 0,3248 R Bar Sq 0,3079 F 2, 80 19,2409
D.W.(1) 1,9717 D.W.(4) 1,4502
H 0,1792

13. Prix des importations observé et simulé



Sources : INSEE, comptes nationaux, simulation e-mod.fr.

En revanche, l'équation de prix d'exportations finalement retenue dans notre modèle retient un partage quasiment équilibré entre comportement de marge et compétitivité. Comme l'atteste le graphique ci-dessous, les performances dynamiques de l'équation de prix à l'exportation sont mauvaises sur la période 1990-1995. Durant cette période, notre modèle surestime l'évolution des prix. Les performances sont meilleures pour la fin de la période d'estimation.

Relation de cointégration ou de long terme

$\text{Log } (P_X)_t =$

$$0,55 * \log \left(\frac{P_{E_X}}{P_X} \right) + 1,00 * \log (P_{VA})_t - 0,003 * \text{temps} + 2,95 + \varepsilon_{P_X,t}$$

(15,31) (NC) (22,83) (19,22)

Sum Sq	0,0553	Std Err	0,0249	LHS Mean	4,5265
R Sq	0,9830	R Bar Sq	0,9827	F 2, 89	2579,97

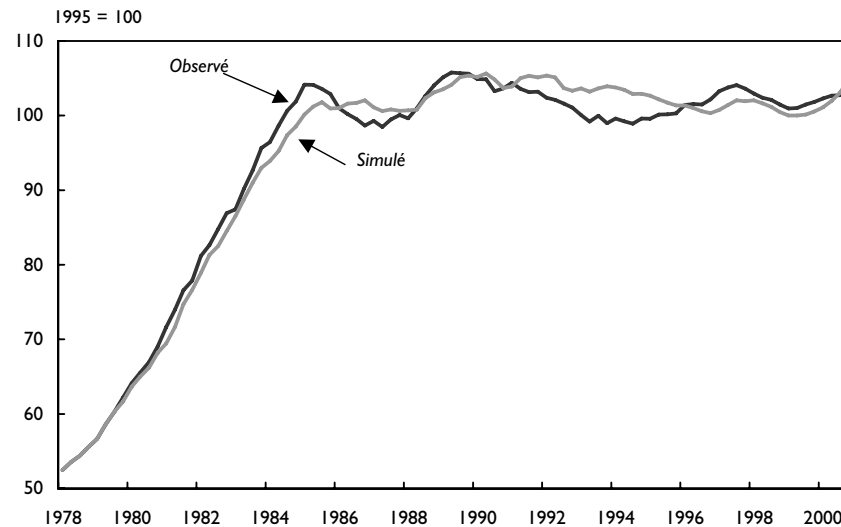
Écart à la tendance ou relation de court terme

$$\varepsilon_{P_X,t} = 0,80 * \varepsilon_{P_X,t-1} - 0,42 * \Delta \log \left(\frac{P_{E_X}}{P_X} \right)_t - 0,0003$$

(14,08) (17,34) (0,25)

Sum Sq	0,0054	Std Err	0,0082	LHS Mean	0,0031
R Sq	0,8763	R Bar Sq	0,8717	F 3, 81	191,318
D.W.(1)	2,1098	D.W.(4)	1,9981		
H	-0,7702				
AR_0	+ 0,30089	AR_1			
	(2,54442)				

14. Prix des exportations observé et simulé



Sources : INSEE, comptes nationaux, simulation e-mod.fr.

Comme nous l'avons vu précédemment, les élasticités-prix estimées dans notre modèle vérifient la condition de Marshall-Lerner, assurant que les effets positifs des gains de compétitivité suite à une dévaluation l'emportent sur les effets négatifs associés à la dégradation des termes de l'échanges. Ce résultat est commun à l'ensemble des modèles macro-économiques sur l'économie française. S'il existe certaines divergences dans les estimations des différentes élasticités, la valeur obtenue pour S est finalement très proche entre les modèles.

Le bloc finances publiques

La modélisation des administrations publiques (APU) agrège entre sous-secteurs : administrations centrales, administrations de Sécurité sociale, administrations locales. Elle privilégie l'approche par type de recettes et de dépenses, plus adéquate pour l'analyse macroéconomique. Les impôts et cotisations sociales sont pour la plupart évalués sous la forme de taux apparents. Les consommations intermédiaires et la FBCF sont exogènes en volume. Le salaire réel et l'emploi public le sont également. Les charges de la dette sont estimées à l'aide d'un taux d'intérêt apparent. Concernant les prestations sociales, on modélise, pour chaque risque, le taux de croissance en volume : celui-ci est égal à la somme de la croissance de la population bénéficiaire approchée et d'un taux de croissance de la prestation moyenne exogène.

Des problèmes de modélisation concernent la CSG et les prestations sociales par risque qui ne sont pas fournies par les comptes trimestriels. On reconstruit des variables de CSG par type de revenu taxé et des prestations sociales par risque.

La valeur ajoutée des administrations publiques et les consommations finales des APU sont estimées économétriquement. La valeur ajoutée est *grosso modo* proportionnelle à la masse salariale versée. La production en valeur détermine la consommation collective des administrations publiques et les transferts de biens et services non-marchands individuels qu'elles versent.

Les recettes fiscales

La plupart des recettes fiscales sont estimées en appliquant un taux apparent à une base, choisie de façon la plus adaptée possible.

8. Compte simplifié des administrations publiques en 2000

Emplois	Milliards d'euros	% PIB
COMPTE DE PRODUCTION		
<i>Ressources</i>		
Production	301,5	21,4
<i>Emplois</i>		
Consommations intermédiaires	75,6	5,4
Valeur ajoutée	225,9	16,0
COMPTE D'EXPLOITATION		
<i>Ressources</i>		
VA	225,9	16,0
<i>Emplois</i>		
Rémunérations des salariés	190,2	13,5
Impôts sur les salaires et imp divers à la production	6,1	0,4
Subventions d'exploitation	– 0,3	0,0
Excédent brut d'exploitation	29,9	2,1
COMPTE D'AFFECTATION DES REVENUS PRIMAIRES		
<i>Ressources</i>		
EBE	29,9	2,1
TVA	99,4	7,1
Autres impôts sur les produits et la production	118,7	8,4
Subventions	– 17,6	– 1,3
Revenus d'intérêts et de la propriété	8,3	0,6
<i>Emplois</i>		
Intérêts nets versés	46,0	3,3
Solde des revenus primaires	192,8	13,7
COMPTE DE DISTRIBUTION SECONDAIRE DU REVENU		
<i>Ressources</i>		
Solde des revenus primaires	192,8	13,7
Impôts sur le revenu et le patrimoine	172,5	12,2
Cotisations sociales (yc imputées)	257,1	18,3
Divers nets	– 11,1	– 0,8
<i>Emplois</i>		
Prestations sociales en espèces	252,8	18,0
Revenu disponible brut	358,5	25,5
COMPTE D'UTILISATION DU REVENU		
<i>Ressources</i>		
RDB	358,1	25,5
<i>Emplois</i>		
Dépenses de consommation finale individuelle	197,4	14,0
Dépenses de consommation finale collective	130,1	9,2
Épargne	31,0	2,2
COMPTE DE CAPITAL		
<i>Ressources</i>		
Épargne	31,0	2,2
Impôts en capital	8,6	0,6
Aides à l'investissement et autres transferts en capital nets reçus	– 13,4	– 1,0
<i>Emplois</i>		
FBCF	42,2	3,0
Divers	2,8	0,2
Capacité de financement	– 18,9	– 1,3

Sources : INSEE, comptes nationaux.

10. Le passage de la valeur ajoutée au PIB

En comptabilité nationale, les impôts et les subventions sur les produits permettent de passer de la valeur ajoutée au PIB. La production P et la valeur ajoutée VA ($VA = P - CI$) sont calculées aux prix de base, alors que le PIB est calculé aux prix du marché. On obtient donc le PIB en ajoutant à la valeur ajoutée les impôts sur les produits et en retranchant les subventions sur les produits : $PIB = VA + IP - SP$, où IP = impôts sur les produits (11,5 % du PIB en 2000) et SP = subventions sur les produits (0,7 % du PIB en 2000)). Rappelons que l'équilibre emploi-ressources s'écrit :

$$PIB = VA + IP - SP = DC + FBCF + VS + EX - IM$$

TVA et autres impôts sur les produits

En base 1995, les impôts sur les produits (et les subventions sur les produits) sont comptabilisés comme la TVA : la valeur ajoutée est calculée hors impôts sur les produits.

Parmi les impôts sur les produits, on distingue la TVA (61 %) et les autres impôts sur les produits (39 %). Ces derniers correspondent, entre autres, à la taxe intérieure sur les produits pétroliers, et aux taxes sur les tabacs et sur les alcools. Les impôts et droits sur les importations sont négligeables.

En valeur, la TVA et les autres impôts sur les produits sont calculés à l'aide d'un taux apparent sur la consommation des ménages en valeur.

Les impôts sur les produits en volume permettent d'avoir un équilibre emploi-ressources en volume. Les impôts sur les produits sont stables en volume lorsque leurs assiettes le sont et lorsque les taux ne varient pas²¹. Les impôts sur les produits en volume sont estimés en deux temps. Pour chacune des trois sous-catégories d'impôt, on définit une valeur théorique de long terme en appliquant à une assiette déterminée (la consommation des ménages en volume), la valeur moyenne du taux apparent en 1995 (année de base)²². L'impôt sur les produits total en volume est le fruit d'une estimation économétrique qui le fait dépendre de la valeur passée et de sa valeur de long terme.

21. Dans le cas simplifié où les impôts sur les produits (IP) se limitent à une taxe proportionnelle sur la valeur ajoutée (TVA , $IP = t * VA$), le taux de croissance des impôts sur les produits (en volume) est la somme du taux de croissance de la valeur ajoutée (en volume) et du taux de croissance du taux d'imposition.

22. Ce taux apparent vaut 13,6 % pour la TVA et 8,3 % pour les autres impôts sur les produits.

Impôt sur les bénéfices des sociétés

Le principe de l'impôt sur les bénéfices des sociétés est le suivant : les entreprises versent quatre acomptes provisionnels (15 mars, 15 juin, 15 septembre, 15 décembre) au titre de l'année en cours. Ces acomptes sont versés sur la base du bénéfice fiscal (BF) de l'année précédente (n-2 pour le premier, corrigé dès que le bénéfice n-1 est connu) ; la situation est régularisée en avril de l'année suivante.

Soit $kacc(t)$ le taux des acomptes versés en t (sur la base du bénéfice de l'année $t-1$) et kis le taux d'imposition ; au cours de l'année t , les acomptes versés s'élèvent à $kacc(t) * BF(t-1)$; la régularisation au titre de l'année $t-1$ vaut $kis(t-1) * BF(t-1) - kacc(t-1) * BF(t-2)$.

Au total, l'impôt sur les bénéfices versé au cours de l'année t s'élève à :

$$IS(t) = kacc(t) * BF(t-1) + kis(t-1) * BF(t-1) - kacc(t-1) * BF(t-2),$$

ou encore $IS(t) = \{kacc(t) + kis(t-1)\} * BF(t-1) - kacc(t-1) * BF(t-2)$.

Le bénéfice imposable est très difficile à approcher en comptabilité nationale et à prévoir. Une valeur approchée de ce bénéfice est l'excédent brut d'exploitation net de frais financiers. Une telle approximation ne prend en compte ni les plus-values sur stocks, ni les dotations fiscales aux amortissements. L'estimation du bénéfice imposable et des recettes d'impôt sur les sociétés est également perturbée par le fait que les entreprises déficitaires ne paient pas un impôt négatif, mais reportent leurs pertes sur les années suivantes (jusqu'à cinq ans). Enfin, les PME paient un taux réduit d'impôt sur les bénéfices. Nous nous sommes tenus à une estimation du bénéfice fiscal (BF) par l'excédent d'exploitation net (EBE) de frais financiers :

$$BF = EBE - \text{intérêts nets versés.}$$

On en déduit un niveau théorique de recettes d'impôt sur les bénéfices des SNF :

$$Istheo_{(t)} = \{kacc_{(t)} + kis_{(t-1)}\} * BF_{(t-1)} - kacc_{(t-1)} * BF_{(t-2)}.$$

Dans les faits, on constate sur le passé un écart entre les recettes effectives d'IS et les recettes théoriques. On suppose que

$$IS_{(t)} = txis * Istheo_{(t)}$$

où $txis$ est la prolongation de l'écart relatif entre le niveau effectif et le niveau théorique de l'impôt sur le passé.

Les impôts sur le revenu et le patrimoine des ménages

Il est divisé en deux catégories : l'impôt sur le revenu des personnes physiques (ressource de l'État) et la Contribution sociale généralisée-Contribution au remboursement de la dette sociale CSG-CRDS (ressource de la Sécurité sociale).

L'impôt sur le revenu des personnes physiques

La prise en compte des paramètres institutionnels de l'impôt sur le revenu des personnes physiques (IRPP) est une gageure compte tenu de sa complexité : barème, quotient, différence de taxation selon le type de revenu, exonérations, etc. Nous avons opté pour une méthode simple : un taux apparent sur un revenu imposable. La principale faiblesse de cette estimation est qu'elle ne prend pas en compte la progressivité de l'IRPP. Dans le revenu imposable, les revenus autres que les revenus du travail sont pris en compte seulement en partie car ils subissent une imposition plus faible.

Revenu imposable =

1,0 * salaires reçus nets de cotisations (y compris la CSG déductible)
 + 0,7 * (EBE des entreprises individuelles, net de cotisations non salariés)
 + 1,0 * dividendes reçus
 + 0,6 * (intérêts nets reçus + revenus de la propriété attribués aux assurés)
 + 1,0 * prestations vieillesse + 0,4 * prestations chômage.

L'IRPP est estimé par : $IRPP = \text{taux_apparent} * \text{revenu imposable} (-1)$, compte tenu du décalage d'un an entre la perception du revenu et son imposition. La fluctuation du taux apparent est essentiellement imputable aux modifications de la législation et à la progressivité.

La CSG-CRDS

Les recettes de CSG-CRDS sont divisées en huit sous-catégories selon qu'elles sont déductibles ou non et selon la base fiscale (salaires, revenus non salariaux, allocations chômage, allocations vieillesse et revenus de patrimoine et de placement).

Pour chacune des sous-catégories, on a :

$CSG = \text{taux_de_csg} * \text{assiette_estimée} * \text{paramètre_d'ajustement}$.

Le taux de CSG est le taux institutionnel ; le paramètre d'ajustement est une clef de passage qui permet que la relation soit vérifiée dans le passé. Il est prolongé en prévision. Pour les revenus d'activité, il vaut en moyenne 0,8 ; il vaut 1,3 pour les revenus de remplacement et pour les revenus du capital.

Les principales dépenses publiques

La masse salariale versée par les APU

On distingue l'emploi aidé de l'emploi non aidé. Les deux variables sont exogènes. On estime le **salaire moyen des emplois non aidés** et on fait une hypothèse sur le niveau relatif du salaire moyen des emplois aidés par rapport aux non aidés. On en déduit la masse salariale :

$$\begin{aligned}\text{Masse salariale} &= \text{emploi_non_aidé} * \text{salaire_moyen_non_aidé} \\ &+ \text{emploi_aidé} * \text{salaire_moyen_aidé} \\ \text{avec salaire_moyen_aidé} &= K * \text{salaire_moyen_non_aidé}.\end{aligned}$$

À long terme, nous avons contraint à l'unité l'indexation du salaire moyen (non aidé) à l'indice fonction publique. Cette indexation n'apparaît pas dans l'estimation économétrique, qui est de qualité médiocre et présente une forte inertie à court terme. Si on ne contraignait pas l'équation de long terme, l'indexation à long terme sur les prix de consommation ne serait que de 92 %. On impose une indexation unitaire pour les propriétés variantielles que cela induit.

Les prestations sociales

Pour le raisonnement économique, il est nécessaire d'analyser les prestations par risque : les prestations santé, vieillesse, chômage, famille, logement et pauvreté n'évoluent pas selon la même logique. Cette désagrégation n'existe pas dans les comptes nationaux. Elle est fournie par le DREES du ministère des affaires sociales sur données annuelles. Les données agrégées de ces six catégories de risque font l'objet d'une trimestrialisation et sont modélisées. Pour obtenir les variables trimestrielles utilisées dans le modèle, on ne peut pas se contenter d'additionner les six catégories de risque car la comptabilité nationale distingue entre prestations sociales en espèces et prestations en nature. Les prestations en espèces (69 % des prestations sociales en 2000) sont les versements de sommes d'argent auxquels les bénéficiaires ont droit sans contrainte sur leur utilisation (les pensions de retraite, par exemple) ; les prestations en nature (31 % en 2000) sont soit achetées par les ménages qui bénéficient ensuite d'un remboursement (remboursements de santé), soit fournies directement aux bénéficiaires par les administrations (crèches). La distinction entre ces deux types de prestations sociales est importante en comptabilité nationale : les prestations en nature font l'objet d'une production et contribuent au PIB national, tandis que les prestations en espèce sont de purs transferts.

Les prestations par risque

La modélisation se fait sur des variables déflatées des prix de consommation. Les prestations famille, santé, logement et pauvreté sont exogènes en volume ; les prestations retraite sont proportionnelles à la population de plus de 60 ans ; et les prestations chômage sont proportionnelles à la population au chômage.

Les prestations sociales hors transferts sociaux en nature

On approche les prestations sociales hors transferts sociaux en nature (PSE) par les prestations vieillesse-survie, maternité-famille, emploi, pauvreté-exclusion. On a l'équation suivante, en volume (sur des variables déflatées des prix de consommation) :

$$PSE = Ke * (pr_famille + pr_vieillesse + pr_emploi + pr_pauvreté)$$

Ke est la clef de passage ; sur le passé, elle vaut environ 1,053.

Environ 20 % des prestations santé sont en espèces, mais la prise en compte de ces 20 % n'améliore pas l'équation.

Les transferts sociaux en nature

On considère que les transferts sociaux en nature (TSN) sont *grosso modo* égaux aux prestations logements et les prestations santé. On a l'équation suivante, en volume :

$$TSN = Kn * (pr_logement + pr_santé)$$

Kn est la clef de passage ; sur le passé, elle vaut environ 0,855.

Production, valeur ajoutée et consommation finale des APU

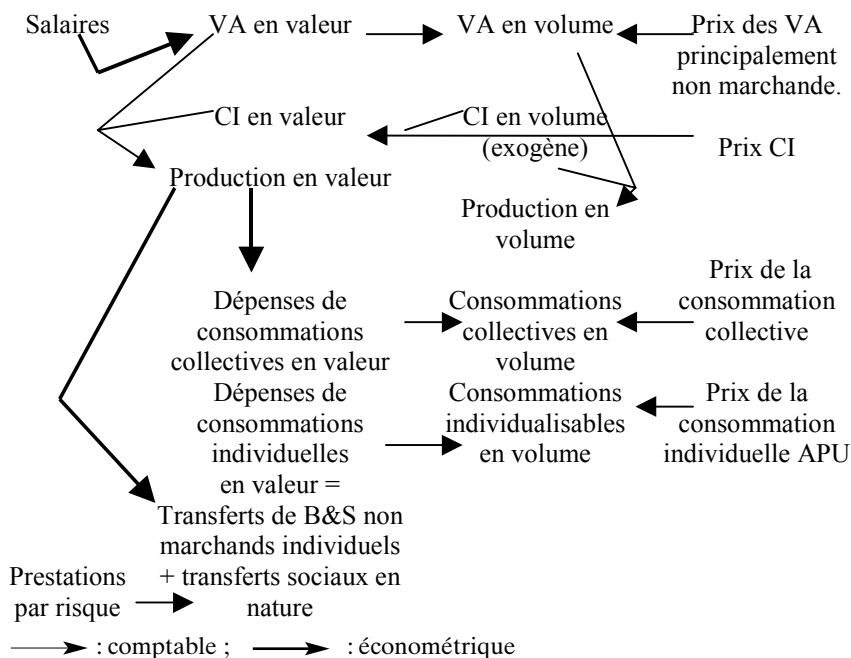
En comptabilité nationale, la production non marchande est évaluée sur la base des coûts, c'est-à-dire les consommations intermédiaires, la rémunération des salariés, la consommation de capital fixe et les impôts sur la production.

Le modèle estime la **valeur ajoutée** – totale – des APU en valeur en fonction de la masse salariale y compris les cotisations sociales patronales effectives et les cotisations sociales imputées. En effet, la masse salariale constitue la part la plus importante des coûts de production (hors consommations intermédiaires). À long terme, la valeur ajoutée

en valeur des APU est quasiment proportionnelle à la masse salariale : on a $VA = 1,06 * (masse_salariale)^{1,01}$.

Par convention de la comptabilité nationale, l'utilisation de la valeur ajoutée non marchande consiste pour l'essentiel²³ en une « dépense de consommation finale (DC) des APU » : on ne peut pas considérer qu'il s'agit d'une utilisation par les autres secteurs institutionnels dont ce serait une consommation ou un investissement puisqu'ils ne paient pas pour en disposer. Parmi les DC des APU, on distingue les DC collectives et les DC individuelles. Les DC collectives profitent à l'ensemble de la société sans qu'il soit possible de distinguer individuellement les bénéficiaires. Il s'agit par exemple des dépenses de défense, de police, d'administration générale, de justice, qui fournissent des services par nature non privatifs. Les bénéficiaires des DC individuelles sont au contraire identifiables (soins de santé, éducation...). Les DC individuelles des administrations constituent avec les DC des ménages ce qu'on appelle la « consommation effective des ménages », alors que la consommation effective des APU se limite à leurs DC collectives. L'existence de ce concept de consommation effective des ménages, que rend possible la distinction entre DC individuelles et DC collectives, est utile

Méthode d'évaluation de la valeur ajoutée des APU
et de leurs consommations finales



23. Les paiements partiels sont des dépenses de consommation des ménages.

pour les comparaisons internationales : selon le degré de socialisation des économies, les dépenses telles que la santé et l'éducation sont financées par les APU (DC individuelles des APU) ou par les ménages eux-mêmes (DC des ménages). Il peut alors être beaucoup plus significatif économiquement de comparer des consommations effectives (qui regroupent DC individuelles des APU et DC des ménages) que des dépenses de consommation²⁴.

Les **dépenses de consommation collectives (DCC)** des APU en valeur sont logiquement très fortement corrélées à la production des APU. Cependant, le rapport consommations collectives sur production des APU suit une tendance baissière depuis 1988 : la consommation collective est passée de 47 % de la production des administrations en 1988 à 43,5 % en 2000 (graphique 15). L'estimation économétrique donne, à long terme,

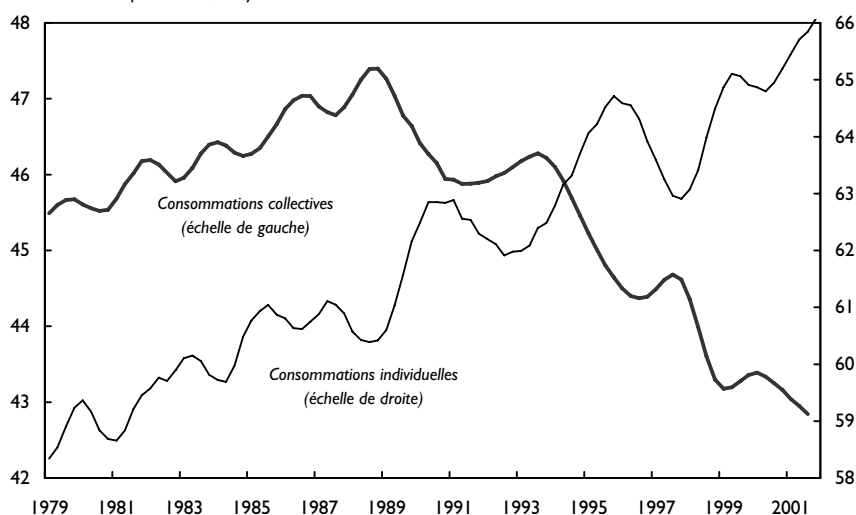
$DCC = 0,312 * (\text{production})^{1,038} * \exp(-0,00185 t)$ où t est le nombre de trimestres après 1988q1.

Le prix des dépenses de consommation collective permet de déterminer le volume. À long terme, ce prix vaut :

$0,98 * (\text{moyenne pondérée du prix de VA intérieur et du prix des imports}).$

15. Dépenses de consommation des administrations publiques

En % de la production, moyenne mobile sur 4 trimestres



Sources : INSEE, comptes nationaux trimestriels.

24. Le développement des milices privées se substituant à la police dans certains États incitera-t-il les comptables nationaux à mettre les dépenses de police dans les DC individuelles ?

11. Qu'est-ce qu'une variante et comment l'interpréter ?

Une variante s'interprète par rapport à un compte central. Elle répond à la question : toutes choses égales par ailleurs, que se passerait-il si...

Les équations de comportement expliquent une partie seulement de la réalité : pour retrouver les valeurs observées par les comptes nationaux, des variables d'écart ou « cales » sont nécessaires. Sur le passé, elles sont calculées de façon à ce que le modèle retrace les données historiques. En prévision, elles font partie des exogènes du modèle et entrent dans le jeu d'hypothèses qui sous-tendent la prévision. Ainsi, on construit un compte central.

Une variante présente l'impact de la déviation d'une ou plusieurs exogènes par rapport à sa valeur du compte central. Ainsi, pour une variante simple sur l'impact d'une hausse du taux de cotisation, il suffit d'augmenter le taux de cotisation, qui est une exogène du modèle, à due proportion. Pour une variante sur le comportement des agents, comme par exemple l'investissement, on suppose que les entreprises, toutes choses égales par ailleurs, investissent plus, ce qui correspond à une augmentation de la variable d'écart de l'équation d'investissement. Certaines variantes peuvent être plus complexes, comme par exemple les variantes 35 heures ou dépenses de santé. En effet, ces variantes sont basées sur des comportements microéconomiques qu'il faut d'abord évaluer pour en déduire l'impact macroéconomique (Dupont et alii, 2001 ; Heyer Timbeau, 1998).

Les résultats d'une variante sont en général présentés en écart par rapport au compte central. Il est important de distinguer l'écart sur le niveau d'une variable (le PIB, les prix...) et l'écart sur son taux de croissance (croissance du PIB, inflation, ...). En effet, l'écart sur le niveau s'obtient par la somme des écarts passés sur le taux de croissance. Autrement dit, l'impact sur le taux de croissance s'obtient comme la variation entre deux années de l'écart sur le niveau.

Cales multiplicatives / cales additives

Pour estimer une relation économétrique entre deux variables, deux approches sont possibles :

$$\log(X) = \alpha \log(Y) + \varepsilon \quad (1)$$

ou

$$X = \beta Y + \eta \quad (2)$$

D'un point de vue théorique, (1) permet d'évaluer une élasticité, tandis que (2) estime un impact marginal. D'un point de vue pratique, la première approche permet parfois d'améliorer les estimations car la log-linéarisation permet que la répartition des variables explicatives s'approche d'une loi normale, par exemple pour les indices de prix. Elle est donc souvent utilisée dans les estimations économétriques. Le résidu de l'équation s'interprète comme un écart en pourcentage de l'endogène aux variables explicatives.

Du fait des erreurs d'estimation, il est nécessaire d'introduire des variables d'écart entre la simulation et l'observation (aussi appelés cales). Dans le cas où l'estimation est additive, il semble naturel de prendre la variable d'écart égale aux résidus de l'équation. Dans le cas où l'estimation est réalisée en log (cas (1)), il existe deux possibilités pour le calcul de la variable d'écart :

$$\log(X) = \alpha \log(Y) + m \quad (3)$$

$$X = \exp(\alpha \log(Y)) + a \text{ ou encore } \log(X - a) = \alpha \log(Y) \quad (4)$$

Dans (3), la cale est multiplicative et correspond à l'erreur de l'équation ; dans (4), la cale est additive. Dans le modèle *e-mod.fr*, la plupart des cales sont sous forme multiplicatives. Ce choix a été opéré pour améliorer les propriétés variantielles du modèle. En effet, suite à un choc, les variations de l'endogène sont respectivement :

$$\frac{dX}{X} = \alpha \frac{dY}{Y} \quad \text{pour la formulation (3)}$$

$$\frac{dX}{X} = \alpha \frac{dY}{Y} \cdot \frac{X - a}{X} \quad \text{pour la formulation (4)}$$

Avec une cale additive, la réponse à un choc dépend donc des résidus de l'équation, ce qui n'est pas souhaitable. Par ailleurs, ce résidu peut atteindre quelques points de pourcentage et change de signe au cours du temps (il est de moyenne nulle sur la période d'estimation), la réponse au choc obtenue quand la cale est additive est donc chaotique.

Les dépenses de **consommation individuelle** des APU — en valeur — sont la somme des transferts sociaux en nature (59 % en 2000) et des transferts de biens et services non-marchands individuels (41 %), qui comprennent notamment les dépenses d'éducation nationale. L'estimation des transferts sociaux en nature a été présentée plus haut. On constate que ces transferts sont passés de 30 % de la production des administrations publiques en 1978 à 38 % en 2000, tandis que les transferts de biens et services non-marchands individuels ont été à peu près stables (passant de 28 à 27 %). Depuis la fin des années 1980, le recul (en % de la VA des APU) des consommations collectives a permis de financer la hausse des consommations individuelles, notamment la santé.

Les **transferts de biens et services non-marchands individuels** (d632) sont estimés à l'aide de la production des APU. L'estimation économétrique donne, à long terme :

$$d632 = 0,456 * (\text{production})^{0,951}.$$

La consommation individuelle des APU en volume se déduit du prix de cette consommation individuelle qui est estimé économétriquement, en supposant une indexation unitaire à long terme sur les prix de consommation des ménages. À long terme, ces prix sont estimés par :

$1,054 * \text{prix_conso_ménages} * (\text{temps})^a$, où a est une tendance négative ; il y a une rupture de tendance en 1983, qu'on peut justifier par l'entrée dans la période de désinflation.

Références bibliographiques

- ALLARD P. et E. DUBOIS, 1992 : « La modélisation de la consommation des ménages en France », *Revue d'économie politique*, n° 5, octobre.
- ARMINGTON P., 1969 : « A theory of demand for products distinguished by place of production », *IMF Staff Papers*, vol. XVI, n° 1.
- BABEAU A. et F. CHARPIN, 1995 : « Détermination du financement optimal d'un logement », *Revue de l'OFCE*, n° 47, octobre.
- BAYOUMI M., 1993 : « Financial Deregulation and Household Saving », *of Economic Journal*, vol 103, pp. 1432-1443.
- BLANCHARD O. J., 1985 : « Debt, Deficits, and Finite Horizons », *Journal of Political Economy*, n° 93, 2 avril, pp. 223-247.
- BLANCHARD O.J. et L. KATZ, 1999 : « Wage Dynamics : reconciling theory and evidence », *NBER working Paper*, n° 6924.
- BAUDCHON H. et V. CHAUVIN, 1999 : « Les cigales épargnent-elles, une comparaison des taux d'épargne français et américain », *Revue de l'OFCE*, n° 68, janvier.
- BONNET X., 1997 : « Peut-on mettre en évidence des rigidités à la baisse des salaires nominaux ? », *Document de Travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques*, INSEE, G 9715.
- BONNET X. et E. DUBOIS, 1995 : « Peut-on comprendre la hausse imprévue du taux d'épargne des ménages depuis 1990 ? », *Économie et prévision*, n° 121, 1995-5.
- BONNET X. et O. LECLER, 1996 : « Les déterminants de l'arbitrage entre l'épargne et la consommation depuis 1990 », *Note de conjoncture INSEE*, mars.
- BONNET X. et S. MAHFOUZ, 1996 : « The influence of Different Specifications of Wages Prices Spirals on the Measure of the Nairu : the Case of France », *Document de Travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques*, INSEE, G 9611.
- BROWNING M. et T.F. CROSSLEY, 2001 : « The Life-Cycle Model of Consumption and Saving », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15, n° 3, summer, pp. 3-22.
- BRUMBERG R. et F. MODIGLIANI, 1954 : « Utility Analysis and the Consumption function : An interpretation of Cross-Section Data », in *Post Keynesian Economics*, K. KUHARA, pp388-436, Rutgers University Press.
- BONNET X. et E. DUBOIS, 1995 : « Peut-on comprendre la hausse imprévue du taux d'épargne des ménages depuis 1990 ? », *Économie et prévision*, n° 121, 1995-5.

- CADIOU L., 1995 : « Le mystère de la consommation perdue », *Revue de l'OFCE*, n° 53, avril.
- CEPII-OFCE, 1996 : « La nouvelle version de Mimosa, modèle de l'économie mondiale », *revue de l'OFCE*, n° 58, juillet
- CHAGNY O., F. REYNÈS et H. STERDYNIAK, 2002 : « Le taux de chômage d'équilibre : une discussion théorique et une évaluation empirique pour six pays de l'OCDE », *revue de l'OFCE*, n° 82, avril.
- CHARPIN F., 1998 : « Une analyse économétrique multivariée du comportement des ménages », *Revue de l'OFCE*, n° 66, juillet.
- CHAUVIN V., E. HEYER et X. TIMBEAU, 1999 : « MOSAÏQUE révélé : recueil de variantes et de simulations du modèle MOSAÏQUE », *Revue de l'OFCE*, n° 70, juillet.
- CHAUVIN V. et M. PLANE, 2001 : « 2000-2040 : Population active et croissance », *Revue de l'OFCE*, n° 79, octobre.
- CORNILLEAU G., E. HEYER et X. TIMBEAU, 1998 : « Le temps et l'argent : les 35 heures en douceur », *Revue de l'OFCE*, n° 64, janvier.
- COTIS J.-P., R. MEARY et N. SOBCZACK, 1996 : « Le chômage d'équilibre en France : une évaluation », *Document de travail de la Direction de la Prévision*, n° 96-14, décembre.
- DELESSY H. et H. LE BIHAN, 1996 : « Les comportements des ménages dans MIMOSA », *Document de travail CEPII-OFCE*, novembre.
- DUPONT G., E. HEYER, X. TIMBEAU et B. VENTELOU, 2001 : « L'impact macro-économique des réformes du secteur de santé français », *Revue de l'OFCE*, n° 76, janvier.
- ÉCONOMIE et PRÉVISION, 1998 : « Structures et propriétés de cinq modèles macroéconomiques français », *ÉCONOMIE ET PRÉVISION*, n° 134.
- ÉCONOMIE et STATISTIQUE, 2001 : « L'investissement et le financement des entreprises », *Économie et Statistique*, n° 341-342.
- ÉQUIPE MÉSANGE, 2001 : « Présentation du Modèle Mésange », *document de travail de la Direction de la Prévision*, mai.
- FITOUSSI J.P. et Ed. PHELPS, 1988 : *The slump in Europe: Reconstructing open macroeconomic theory*, Blackwell.
- FRIEDMAN M., 1957 : *A theory of the Consumption Function*, Princeton University Press.
- HALL S. G., 1986 : « An application of the Granger & Engle two-step estimation procedure to United Kingdom aggregate wage data », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n° 48, 3.

- HALL S. G., 1989 : « Maximum likelihood estimation of cointegration vectors : an example of the Johansen procedure », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, n° 51, 2.
- HERVÉ K., 2001 : « Estimations des élasticités du commerce extérieur sur l'ensemble des biens et services pour un panel de 17 pays », *Économie et Prévision*, n° 147, janvier-mars.
- HEYER E., H. LE BIHAN et F. LERAIS, 2000 : « Relation de Phillips, boucle prix-salaire : une estimation par la méthode de Johansen », *Économie et Prévision*, n° 146, octobre-décembre.
- LE BIHAN H. et H. STERDYNIAK, 1998 : « Courbe de Phillips et modèle WS-PS, quelques remarques », *Revue Économique*, vol. 49, n° 9.
- L'HORTY Y. et C. RAULT, 1999 : « Les causes du chômage en France : une ré-estimation du modèle WS-PS », *Document de travail du CSERC*, n° 99-01.
- L'HORTY Y. et F. THIBAUT, 1997 : « Le Nairu en France : les insuffisances d'une courbe de Phillips », *Économie et Prévision*, n° 127.
- L'HORTY Y. et N. SOBCZAK, 1997 : « Les déterminants du chômage d'équilibre : estimation d'un modèle WS-PS sur données trimestrielles française », *Économie et Prévision*, n° 127.
- LUCAS R. E. JR., 1976 : « Econometric Policy Evaluation : a Critique », in Brunner and Meltzer eds, *The Phillips Curve and Labor Market*, Carnegie-Rochester Conference series on Public Policy, vol. 1.
- MAURICE J. et D. TADDÉI, 1997 : « Chômage d'équilibre et capacités de production : une approche théorique de moyenne-longue période », *document de travail du CERAS*, n° 97-10, mars.
- OFCE 2001 : « Contre vents et marées », *Revue de l'OFCE*, n° 77, avril.
- OSTRY J. D. et J. LEVY, 1995 : « Household Saving in France, Stochastic Income and Financial Deregulation » *IMF Staff papers*, vol 42, n° 2, juin.
- RALLE P. et J. TOUJAS-BERNATTE, 1990 : « Indexation des salaires : la rupture de 1983 », *Économie et Prévision*, n° 92-93, pp.187-194.
- SICSIC P. et J.P.VILLETTE 1995 : « Du nouveau sur le taux d'épargne des ménages ? », *Économie et prévision*, n° 121, 1995-5.
- SIMS C.A., 1980 : « Macroeconomics and Reality », *Econometrica*, vol. 99.
- STERDYNIAK H. M. A. BOUDIER, M. BOUTILLIER, F. CHARPIN et B. DURAND 1984 : « Le modèle OFCE-trimestriel », *Revue de l'OFCE*, n° 9, octobre.