

**WORKING PAPER**

**13-03**

**Un nouveau modèle  
macro-économétrique  
du marché du travail:  
estimation,  
simulation de base  
et simulations de  
politiques d'emploi**



**Bureau  
fédéral du Plan**

Analyses et prévisions économiques

Avenue des Arts 47-49

B-1000 Bruxelles

Tél.: (02)507.73.11

Fax: (02)507.73.73

E-mail: [contact@plan.be](mailto:contact@plan.be)

URL: <http://www.plan.be>

K. Hendrickx

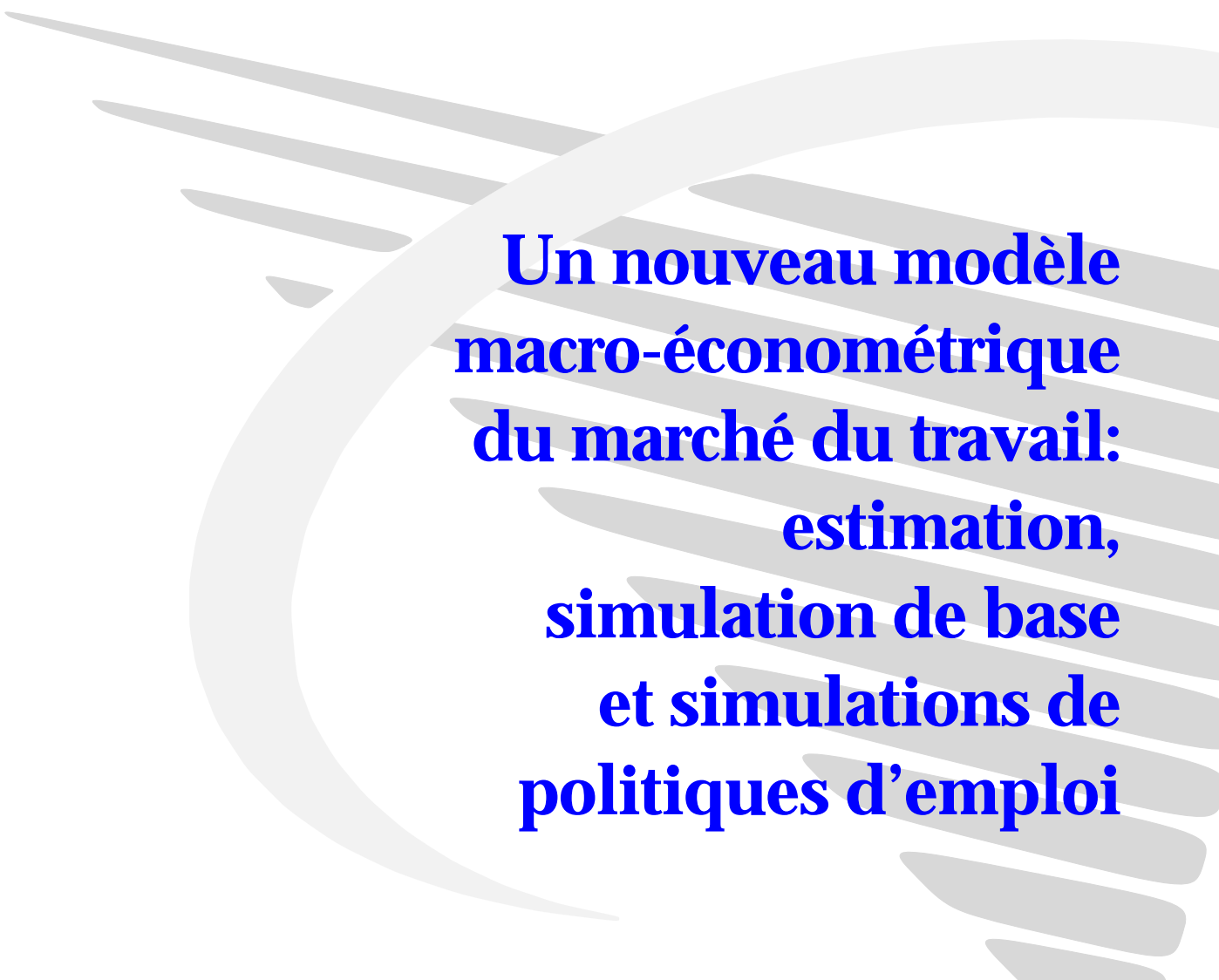
C. Joyeux

L. Masure

P. Stockman

Août 2003





**Un nouveau modèle  
macro-économétrique  
du marché du travail:  
estimation,  
simulation de base  
et simulations de  
politiques d'emploi**

K. Hendrickx  
C. Joyeux  
L. Masure  
P. Stockman

Août 2003

Ce *working paper* reprend certains résultats des travaux réalisés dans le cadre d'un contrat de recherche passé en 1998 entre le Bureau fédéral du Plan d'une part, et le Vice-Premier et Ministre de l'Economie Monsieur Elio di Rupo et la Ministre de l'Emploi et du Travail, Madame Miet Smet, d'autre part (cf. *Rapport final du projet "Mesures pour l'emploi", Bureau fédéral du Plan, avril 2003*).



## Le Bureau fédéral du Plan

Le Bureau fédéral du Plan (BFP) est un organisme d'intérêt public.

Le BFP réalise des études sur les questions de politique économique, socio-économique et environnementale.

A cette fin, le BFP rassemble et analyse des données, explore les évolutions plausibles, identifie des alternatives, évalue les conséquences des politiques et formule des propositions.

Son expertise scientifique est mise à la disposition du gouvernement, du parlement, des interlocuteurs sociaux, ainsi que des institutions nationales et internationales.

Le BFP assure à ses travaux une large diffusion. Les résultats de ses recherches sont portés à la connaissance de la collectivité et contribuent au débat démocratique.

## Internet

URL: <http://www.plan.be>

E-mail: [contact@plan.be](mailto:contact@plan.be)

## Publications

Publications récurrentes:

*Les perspectives économiques*

*Le budget économique*

*Le "Short Term Update"*

Planning Papers (les derniers numéros)

*L'objet des "Planning Papers" est de diffuser des travaux d'analyse et de recherche du Bureau fédéral du Plan.*

92 *Les charges administratives en Belgique pour l'année 2000 - Rapport final*  
Greet De Vil, Chantal Kegels - Janvier 2002

93 *Les comptes environnementaux en Belgique*  
Guy Vandille, Bruno Van Zeebroeck - Juin 2003

Working Papers (les derniers numéros)

11-03 *The AGIR project: Ageing, Health and Retirement in Europe - Use of health care and nursing care by the elderly: Data for Belgium*  
J. Mestdagh, M. Lambrecht - Juillet 2003

12-03 *An assessment of the risks to the medium-term outlook of the Belgian international economic environment - Simulations with the NIME model*  
E. Meyermans, P. Van Brusselen - Août 2003

Reproduction autorisée, sauf à des fins commerciales, moyennant mention de la source.

Editeur responsable: Henri Bogaert  
Dépôt légal: D/2003/7433/23

---

---

---



## Table des Matières

I	Introduction et synthèse	1
II	Version 1: facteur travail homogène, matching endogène et taux de chômage dans l'équation de salaire	7
	A. Introduction	7
	1. Méthodologie et principales caractéristiques	7
	2. Méthodologie économétrique	8
	3. Les données	9
	B. Fondements théoriques, données et estimations	9
	1. Matching	9
	2. Le bloc production	13
	3. Formation des salaires	19
	4. Formation des prix	24
	5. Chômage	27
	6. Le modèle	27
	C. Simulation de base dans et hors de la période d'échantillonnage	28
	D. Application: des chocs permanents dans une économie à l'équilibre stationnaire	32
	1. Diminution de 1 % du taux de cotisations patronales	32
	2. Diminution de 1 % du taux de cotisations personnelles	35
	3. Diminution de 1 % du taux de remplacement	36
	4. Accroissement de 10 % de l'efficacité du processus d'appariement	37
	5. Augmentation de 1 % de l'offre de travail	39
III	Version 2: facteur travail homogène, matching endogène et ratio chômeurs- postes vacants dans l'équation de salaire	41
	A. Similitudes et différences par rapport à la première version	41
	B. Estimations	41
	1. La formation des salaires	41
	2. Vacances et chômage	43
	3. Chômage	44
	4. Le modèle	44
	C. Simulation de base dans et hors de la période d'échantillonnage	44

D. Application: des chocs permanents dans une économie à l'équilibre stationnaire	48
1. Diminution de 1 % du taux de cotisations patronales	48
2. Diminution de 1 % du taux de cotisations personnelles	49
3. Diminution de 1 % du taux de remplacement	50
4. Accroissement de 10 % de l'efficacité du processus d'appariement	51
5. Augmentation de 1 % de l'offre de travail	53
<b>IV Simulations de politiques d'emploi: chocs permanents en économie réelle</b>	<b>55</b>
A. Impact d'une réduction de 1 % du taux de cotisations patronales	55
1. Modèle 1 (marché du travail homogène, taux de chômage dans l'équation salariale de long terme)	55
2. Modèle 2 (marché du travail homogène, rapport chômage-emplois vacants dans l'équation salariale de long terme)	58
B. Impact d'une diminution de 1 % du taux de cotisations personnelles	60
1. Modèle 1 (marché du travail homogène, taux de chômage dans l'équation salariale de long terme)	60
2. Modèle 2 (marché du travail homogène, rapport chômeurs-emplois vacants dans l'équation salariale de long terme)	63
C. Baisse de 1 % du taux de remplacement	66
1. Modèle 1 (marché du travail homogène, taux de chômage dans l'équation salariale de long terme)	66
2. Modèle 2 (marché du travail homogène, rapport chômeurs-emplois vacants dans l'équation salariale de long terme)	68
D. Hausse de 10 % de l'efficacité du processus d'appariement	70
1. Modèle 1 (marché du travail homogène, taux de chômage dans l'équation salariale de long terme)	70
2. Modèle 2 (marché du travail homogène, rapport chômeurs-emplois vacants dans l'équation salariale de long terme)	72
E. Hausse de 1 % de l'offre de travail	73
1. Modèle 1 (marché du travail homogène, taux de chômage dans l'équation salariale de long terme)	74
2. Modèle 2 (marché du travail homogène, rapport chômeurs-emplois vacants dans l'équation salariale de long terme)	75
F. Conclusions	77

---



---

V	Referenties	79
VI	Annexe statistique	81
	A. Description des données	81
	B. Indicateurs de qualité d'ajustement ex-post	83
	C. Lexique des variables reprises dans les tableaux de simulation	84
	D. Simulations à l'équilibre stationnaire de la version 1 du modèle (facteur travail homogène, taux de chômage dans l'équation de salaire de long terme)	84
	E. Simulations à l'équilibre stationnaire de la version 2 du modèle (facteur travail homogène, taux de vacances dans l'équation de salaire de long terme)	87
	F. Simulations de la version 1 du modèle (facteur travail homogène, taux de chômage dans l'équation de salaire de long terme) (1992-2055)	90
	G. Simulations de la version 2 du modèle (facteur travail homogène, taux de vacances dans l'équation de salaire de long terme) (1992-2055)	95

---





## Introduction et synthèse

### *Un modèle spécifique axé sur l'évaluation de politiques d'emploi*

Les développements théoriques et empiriques en économie du travail et l'importance croissante des aspects d'offre dans les politiques d'emploi ont incité le Bureau fédéral du Plan à développer un modèle du marché du travail belge. Ce modèle a pour objectif l'évaluation des effets sur le marché du travail (principalement sur l'emploi et les salaires) de certains chocs, notamment, de mesures relatives aux prélèvements sur les revenus du travail, aux allocations de chômage ou à l'appariement entre l'offre et la demande d'emplois, ainsi que de modifications de l'offre de travail. Un module macroéconomique permet de simuler les interactions entre le marché du travail, la production du secteur marchand et les prix.

La nouvelle modélisation tient compte de mécanismes économiques qui s'avèrent fondamentaux pour de telles évaluations et qui, la plupart du temps, font défaut ou ne sont pas modélisés explicitement dans les grands modèles macroéconomiques. Quatre mécanismes peuvent être cités.

### *Une analyse à court terme couplée à une analyse à long terme*

L'équilibre de long terme est intégré de manière explicite dans le modèle, ce qui permet de simuler les effets à long terme de chocs. La dynamique de court terme est non seulement sensible aux impulsions de demande mais est également déterminée par la nécessité que l'économie tende, après un choc de politique économique ou un choc exogène, vers le nouvel équilibre de long terme.

### *Aspects d'offre des taux de cotisations personnelles*

Dans ce modèle du marché du travail, les variations de prélèvements fiscaux et parafiscaux personnels ainsi que de taux de remplacement (allocations de chômage) ont, à long terme, une influence directe sur le niveau des salaires. Bien que l'offre de travail soit exogène et soit dès lors invariante, ces chocs doivent être interprétés comme des chocs d'offre. Leur impact sur le salaire d'équilibre implique une modification du taux de chômage structurel.

### *Taux de cotisations patronales versus personnelles*

Dans le modèle, il est possible de déterminer dans quelle mesure des modifications de taux de cotisations personnelles et patronales se répercutent différemment sur le coût salarial ou le salaire brut: en dépit de leur équivalence à long terme, les taux de cotisations patronales et personnelles influencent différemment le coût salarial et le salaire brut à court terme.

### *Le coût d'appariement*

Le processus d'appariement entre offre et demande d'emplois influence aussi le coût du travail et donc l'emploi.

*Deux modélisations du coût salarial correspondant à deux indicateurs de tension sur le marché du travail*

Deux versions spécifiques du modèle ont été développées. Les deux versions décrivent le comportement du secteur marchand. Elles partent de l'hypothèse que l'emploi est homogène (en d'autres termes, aucune distinction n'est faite entre différents types d'emplois, emplois qualifiés et peu qualifiés par exemple) et définissent le processus de production, de formation des salaires et de prix, les demandes de travail et de capital, le processus d'appariement entre offre et demande d'emplois (dont l'efficacité influence le coût du travail) et la vitesse à laquelle l'économie tend vers un nouvel équilibre à long terme après un choc de politique économique ou un choc exogène<sup>1</sup>. A long terme, la production dépend de la disponibilité des facteurs de production compte tenu des prix relatifs. A court terme, l'activité économique est davantage déterminée par la demande via le revenu disponible des ménages, les investissements des entreprises, la demande mondiale. Elle dépend également de la compétitivité en termes de prix (prix intérieurs rapportés aux prix extérieurs). Dans les deux versions, le coût salarial réel est fonction de la productivité, du coin salarial, du taux de remplacement (rapport entre les allocations de chômage et le salaire net) ainsi que des tensions sur le marché du travail. La différence entre les versions réside dans la manière de mesurer les tensions sur le marché du travail. Dans une des versions, le coût salarial est sensible au taux de chômage ('modèle 1'). Dans l'autre version ('modèle 2'), le rapport entre le nombre de chômeurs et les emplois vacants influence le coût salarial.

*Formation salariale et coin salarial*

Dans la mesure où, dans les deux versions du modèle, le coin salarial détermine directement et de manière non différenciée le niveau de salaire de long terme, prévaut un principe d'équivalence à long terme entre taux de cotisations sociales patronales et taux de prélèvements personnels.

Les tests économétriques ne permettent pas de déterminer de manière univoque la version qui offre le meilleur ajustement statistique. En outre, un problème spécifique se pose au niveau de la qualité statistique des données relatives aux emplois vacants et aux embauches. Sur le plan théorique, le modèle 2 (avec le ratio chômage-emplois vacants dans l'équation de salaire) est le plus cohérent. Toutefois, en raison de la moindre qualité des données statistiques d'emplois vacants, baromètre des tensions sur le marché du travail, l'équation de salaire du modèle 2 peut s'avérer plus délicate<sup>2</sup> dans son utilisation empirique. C'est pourquoi les deux modèles sont présentés sans qu'aucune préférence ne soit accordée à l'un ou à l'autre.

*Simulations de base et de politiques d'emploi*

L'analyse de chocs sur le marché du travail se fonde sur une série d'exercices de simulation: d'une part, une simulation de base à l'intérieur de la période d'échantillonnage (jusqu'en 2000 - pour évaluer dans quelle mesure le modèle reproduit les évolutions passées) et au-delà de la période d'échantillonnage (à partir de 2001 - pour examiner l'utilité du modèle en termes de prévision), et d'autre part, des simulations d'une série de chocs de politique d'emploi et exogènes. L'impact de ces chocs est analysé selon l'écart observé par rapport aux résultats de la simulation de base.

---

1. Une version segmentée du modèle (faisant la distinction entre emploi qualifié et peu qualifié) sans processus d'appariement existe, mais à l'état de prototype.  
2. Le modèle 1, fondé sur la théorie de la négociation salariale collective, est complété d'un bloc "appariement" en vue de permettre une comparaison plus aisée avec le modèle 2.

### *Deux configurations de simulation*

Deux configurations peuvent être produites pour chaque version du modèle: soit une économie qui a atteint son équilibre de long terme, soit l'environnement économique observé. Ce choix a principalement des conséquences sur la dynamique de court terme, moins sur les évolutions de long terme. En effet, dans le second cas, les réactions à court terme ne sont pas seulement la conséquence des chocs provoqués dans la politique ou dans l'environnement économique mais aussi des déséquilibres préexistants. Les simulations de politique d'emploi à l'équilibre stationnaire sont présentées dans le but d'illustrer les propriétés théoriques du modèle. Les simulations en économie réelle sont discutées de manière plus détaillée.

### *Présentation des résultats de simulation en économie réelle*

Pour chaque choc de politique économique ou exogène, les conséquences en termes de production, de prix, de salaires et d'emploi sont présentées dans les deux modèles et sont comparées. Une distinction est opérée entre le long terme, le moyen terme et le court terme. Le commentaire tente également d'illustrer l'existence pour les pouvoirs publics de possibilités d'arbitrage à court et/ou à long terme, par exemple entre niveau de vie général et niveau de vie de la population active occupée. Bien que les simulations ne se rapportent, d'un point de vue formel ou technique, qu'au secteur marchand, leurs résultats peuvent être interprétés comme des résultats macroéconomiques.

### *Cinq chocs*

Concrètement, cinq chocs permanents sont simulés<sup>1</sup>:

- une diminution du taux de cotisations patronales à la sécurité sociale (1 % du coût salarial);
- une réduction du taux de cotisations personnelles à la sécurité sociale ou du taux de prélèvements à l'impôt des personnes physiques (1 % du coût salarial);
- une baisse du taux de remplacement, défini comme le rapport entre l'allocation moyenne de chômage et le taux de salaire net, via une baisse des allocations de chômage (de 1 %);
- une amélioration de l'efficacité du processus d'appariement (de 10 %);
- une hausse de l'offre de travail, regroupant population active occupée et chômeurs complets indemnisés demandeurs d'emploi (de 1 %).

### *Modèle 1 versus modèle 2*

Le premier modèle prévoit à long terme des effets réels plus faibles (en d'autres termes, une stimulation moindre de l'emploi et de la production et une baisse moins nette du taux de chômage) que le deuxième modèle dans le cas de baisses des prélèvements personnels ou patronaux, d'une diminution du taux de remplacement et d'un accroissement de l'efficacité du processus d'appariement. Par contre, une augmentation de l'offre de travail est plus facilement absorbée à long terme par l'économie du modèle 1 que par l'économie du modèle 2, avec pour résultat une hausse plus nette de l'emploi et de la production ainsi qu'une progression moins rapide du taux de chômage. Le facteur principal à l'origine de ces divergences est l'influence plus nette à la hausse (à la baisse) exercée par des tensions accrues (réduites) sur le marché du travail sur le coût salarial dans le modèle 1 (via le taux de chômage) que dans le modèle 2 (via le ratio chômage - emplois vacants).

En dépit de l'équivalence à long terme des taux de cotisations patronales et personnelles, on observe dans les deux modèles que l'emploi et la production sont à

---

1. Pour des raisons pratiques, ces chocs sont introduits à partir de 1992.

court terme davantage stimulés par une baisse du taux de cotisations patronales que par une diminution du taux de cotisations personnelles. Cette divergence est due à la plus grande sensibilité, toujours à court terme, du coût salarial aux variations du taux de cotisations patronales qu'aux variations du taux de cotisations personnelles. Ce phénomène est plus marqué dans le modèle 1.

Ces dernières années, le BFP a mené des évaluations de politiques du marché du travail au moyen du modèle macrosectoriel HERMES, modèle économétrique sans solution d'équilibre explicite, dans lequel les mécanismes de demande sont prépondérants à moyen terme<sup>1</sup>. La dimension sectorielle, le nombre de facteurs de production (quatre) et de catégories de travail (trois) ainsi qu'un module étendu de finances publiques sont d'autres caractéristiques d'HERMES qui méritent d'être mentionnées dans le cadre d'une comparaison entre les deux modèles. Mais c'est surtout en raison de différences en matière de formation salariale (dans la version actuelle d'HERMES, l'équation de salaire détermine le salaire brut et non le salaire coût) que des chocs analogues sont susceptibles de déboucher sur des résultats quantitatifs et/ou qualitatifs différents dans les deux modèles.

*Charges parafiscales dans la version salaire brut normé d'HERMES...*

Dans la version dite salaire brut normé d'HERMES, la norme légale du coût salarial est convertie en une norme sur le salaire brut pour chaque branche d'activité. Compte tenu de la croissance du salaire brut, les modifications de cotisations patronales sont entièrement intégrées dans le coût salarial, ce qui garantit une création maximale d'emplois. Les modifications de cotisations personnelles n'ont pas d'incidence sur le coût salarial mais permettent une création, de moindre importance, d'emplois via la stimulation de la demande agrégée.

*et dans la version salaire libre d'HERMES*

Dans la version salaire libre d'HERMES, les salaires bruts sont sensibles à la productivité moyenne du travail et au taux de chômage mais pas au coin salarial. En comparaison avec la version salaire brut normé, les effets initiaux de diminution du coût salarial et de création d'emploi d'une réduction de cotisations patronales sont atténués, la baisse du taux de chômage induisant une hausse des salaires bruts. La version salaire brut libre d'HERMES prévoit donc des effets macroéconomiques qualitativement analogues aux résultats donnés par le modèle du marché du travail. Dans la version salaire brut libre d'HERMES, une réduction de cotisations personnelles aura plutôt pour effet d'accroître les coûts salariaux en raison des pressions à la hausse exercées par une baisse du taux de chômage sur les salaires bruts. Par conséquent, l'accroissement du revenu disponible des ménages ne stimulera la création d'emploi que de manière limitée.

*Une modification des allocations de chômage...*

Une baisse des allocations de chômage entraîne, via le revenu disponible des ménages, une diminution de la demande agrégée, et partant, des pertes d'emploi dans les deux versions d'HERMES. Dans la version salaire libre, la baisse induite des salaires freine toutefois cet effet. Par contre, dans la nouvelle modélisation, cette mesure crée de l'emploi. Bien que des mécanismes d'offre et de demande soient présents dans les deux modèles, les facteurs de demande sont prépondé-

---

1. Il existe au BFP d'autres modèles macroéconomiques avec salaires et emploi endogènes. Ils ne sont toutefois pas appropriés aux évaluations de politiques belges d'emploi. NIME, un modèle international avec relations à court et long terme, un taux de chômage naturel exogène et une formation salariale similaire à celle du modèle 1, peut être utilisé pour évaluer la politique du marché du travail (politique en matière de coin salarial, d'offre de travail et de taux de remplacement) de quelques grands blocs économiques (UE, Europe hors UE, USA, Japon). Le modèle de court terme de l'économie belge, MODTRIM, n'est pas utilisé pour les évaluations à long terme de politique économique.

---

rants dans HERMES alors que le modèle du marché du travail est surtout déterminé à long terme par l'offre.

*... et les chocs d'offre de travail produisent d'autres résultats*

Dans HERMES, tout accroissement de l'offre de travail stimule la demande via la croissance initiale de la masse des allocations de chômage. Par rapport à la version salaire brut normé, la version salaire brut libre résulte en une création d'emploi plus importante en raison de la baisse du salaire brut et du coût salarial liée à la hausse du taux de chômage. Dans ce sens, la version salaire brut libre d'HERMES est comparable, d'un point de vue qualitatif, à la nouvelle modélisation.

*Structure du papier*

Le chapitre 2 est consacré à la présentation des propriétés théoriques et économétriques de la version 1 du modèle, version dans laquelle le taux de chômage intervient dans l'équation de salaire. Plus particulièrement, après une présentation des fondements théoriques et des résultats d'estimation du modèle (section B), ce chapitre propose une simulation de base du modèle dans et hors de la période d'échantillonnage (section C) et se clôture par une série de simulations de politique d'emploi à l'équilibre stationnaire du modèle (section D). Le chapitre 3, traitant de la version 2 du modèle (ratio chômeurs-vacances dans l'équation de salaire), possède une architecture analogue. Le chapitre 4 compare les effets macroéconomiques de 5 chocs permanents de politique économique et exogène dans les deux versions du modèle. Les simulations y sont menées en économie réelle.







# Version 1: facteur travail homogène, matching endogène et taux de chômage dans l'équation de salaire

## A. Introduction

### 1. Méthodologie et principales caractéristiques

La dérivation théorique du modèle et son estimation font l'objet de la section B. Ensuite, dans la section C, le modèle est évalué sur sa capacité à reproduire les évolutions passées (au travers d'une simulation de base réalisée sur la période d'estimation) et sur son comportement en projection (par une simulation de base au-delà de la période d'échantillonnage). La section D propose d'explorer les propriétés du modèle au moyen d'une série de simulations de politiques d'emploi ou de chocs exogènes. Ses simulations sont effectuées dans un environnement économique théorique, l'équilibre de long terme atteint pour un ensemble donné d'exogènes.

Le modèle se compose de différents blocs: (1) un bloc "production" qui détermine l'emploi, le stock de capital, le prix de la valeur ajoutée et le niveau de la valeur ajoutée du secteur marchand, (2) un bloc "matching" décrivant l'efficacité du processus de rencontre entre offreurs et demandeurs d'emploi (ou postes vacants et chômeurs), (3) un bloc "salaire" s'appuyant sur un modèle de négociations salariales collectives, et (4) un bloc "prix" assurant la cohérence entre les différents concepts de prix utilisés dans le modèle (prix des investissements, prix à la consommation, indice d'indexation des salaires, ...). Comme mentionné précédemment, l'introduction d'un bloc "matching" dans un modèle de négociations salariales collectives peut être considérée comme quelque peu artificielle. Elle répond à la volonté de rendre les deux versions du modèle davantage comparables. Dans cette version, le bloc matching permet principalement de définir un coût de recherche, intégré au coût du travail. Il n'influence pas directement le processus de formation des salaires proprement dit.

Dans chaque bloc, à l'exception du bloc matching, une distinction est faite entre équilibre de long et de court terme. La dynamique du modèle est telle que, suite à une modification de l'environnement international (la demande mondiale, les prix énergétiques ou les prix des producteurs extérieurs), de paramètres de politique économique (taux de prélèvements ou taux de remplacement) ou sur le marché du travail (offre de travail ou efficacité du processus d'appariement) l'économie évolue progressivement de son équilibre de court terme vers son nouvel équilibre de long terme.

Le modèle s'intéresse principalement au secteur marchand. Les variables fiscales ou les dépenses publiques n'y sont intégrées que dans la mesure où elles sont considérées comme pertinentes pour décrire les comportements du secteur marchand. L'analyse que propose le modèle est dès lors partielle dans le sens où le comportement du secteur marchand n'est pas contraint à long terme par notamment l'équilibre de la balance des paiements ou des finances publiques.

Les demandes de travail et de capital sont définies à long terme dans le cadre d'une fonction de production Cobb-Douglas à rendements constants. Le prix de la valeur ajoutée est déterminé par un comportement de marge sur le coût marginal. Le niveau de la valeur ajoutée est à long terme contraint par les capacités de production, à savoir les quantités de facteurs de production disponibles. Le coût du travail comprend non seulement le coût salarial mais également un coût de recherche dérivé du processus de matching. Le salaire d'équilibre est fonction du prix de la valeur ajoutée, de la productivité moyenne du travail, du taux de chômage, du taux de remplacement et du coin salarial. Le coût de recherche reflète la difficulté à satisfaire un emploi vacant (étant donné le niveau de chômage). Il dépend donc positivement des tensions sur le marché du travail. Le prix d'usage du capital est une valeur actualisée du prix de l'investissement. Les prix à la consommation - et le prix des investissements- constituent une moyenne pondérée du prix de la valeur ajoutée et des prix extérieurs.

La dynamique de court terme du modèle s'appuie sur un mécanisme de correction d'erreurs. Il est important de noter que, dans le court terme, le niveau de la valeur ajoutée est déterminé principalement par des facteurs de demande. Elle suit les fluctuations de la demande intérieure (investissements du secteur privé ainsi que salaires et allocations de chômage comme indicateur de la consommation des ménages), de la demande mondiale ainsi que les variations de prix relatifs (prix de la valeur ajoutée rapportés aux prix extérieurs), indicateur de compétitivité.

## 2. Méthodologie économétrique

La méthodologie économétrique comporte trois étapes: (1) l'estimation des relations de long terme en ce compris la conduite de tests de stationnarité, (2) l'estimation des relations de court terme et (3) la simulation. Dans les équations ci-dessous  $y_j$  est une variable endogène à expliquer ( $\bar{y}_j$  sa valeur d'équilibre),  $y_j$  un ensemble de variables endogènes du modèle jouant dans l'équation un rôle de variable explicative et  $x_k$  un ensemble de variables exogènes explicatives. Les variables sont exprimées en logarithme.

### a. estimation de long terme

$$(1) y_i = f(y_j, x_k) \text{ et } \tilde{y}_i \text{ comme valeur estimée}$$

### b. estimation de court terme

$$(2) \nabla y_{i,t} = \sum_{i \neq j} \sum_m \beta_{ijm} \nabla y_{j,t-m} + \sum_m \beta_{im} \nabla y_{i,t-m-1} + \sum_k \sum_m \gamma_{ikm} \nabla x_{k,t-m} + \lambda_i (\bar{y}_{i,t-n} - y_{i,t-n})$$

où  $\bar{y}_j = \tilde{y}_j$  (cf. étape 1);  $m=0,1,\dots$  et  $n=1,2,\dots$

### c. simulation

$$(3a) \bar{y}_i = f(y_j, x_k)$$

$$(3b) \nabla y_{i,t} = \sum_{i \neq j} \sum_m \beta_{ijm} \nabla y_{j,t-m} + \sum_m \beta_{im} \nabla y_{i,t-m-1} + \sum_k \sum_m \gamma_{ikm} \nabla x_{k,t-m} + \lambda_i (\bar{y}_{i,t-n} - y_{i,t-n})$$

La croissance à court terme de  $y_i$  est influencée par : (1) la croissance (contemporaine ou passée) des variables exogènes  $x_k$  et des variables endogènes  $y_j$  et (2) l'écart passé entre la solution de long et de court terme de  $y_i$ . Ce dernier terme, dit terme de correction d'erreurs, indique que la croissance de  $y_i$  est renforcée (ralentie) si lors de la période antérieure de référence la variable  $y_i$  se trouvait à un niveau inférieur (supérieur) à son niveau d'équilibre. Notons également que, dans l'équation de long terme, la variable endogène à expliquer ( $y_i$ ) est fonction des valeurs de court terme des variables endogènes explicatives ( $y_j$ ).

## 3. Les données

Les données couvrent la période 1970-2000. Elles sont issues principalement de la banque de données ayant servi aux projections de moyen terme d'avril 2002 du modèle macrosectoriel HERMES (du BFP). Deux autres sources ont également été utilisées, la banque de données du modèle international NIME (également du BFP) et les publications de l'ONEM. Elles sont exprimées (si pertinent) selon la nomenclature SEC95 et rétopolées selon leur équivalent en SEC79. Les données relatives au secteur marchand couvrent l'ensemble des branches d'activité de la nomenclature NACE-BEL à l'exclusion des secteurs L (administration publique) et M (enseignement).

## B. Fondements théoriques, données et estimations

### 1. Matching

#### a. Fondements théoriques

La théorie du matching (ou de l'appariement) repose sur l'idée que le processus de rencontre sur le marché du travail entre offreurs et demandeurs d'emploi n'est pas instantané, et que, dès lors, coexistent sur ce marché postes vacants et personnes à la recherche d'un emploi. Ce phénomène s'explique principalement par le caractère coûteux de la recherche d'un emploi (et d'un travailleur) et par l'hétérogénéité des emplois et des travailleurs (inadéquation potentielle entre postes à pourvoir et demandeurs d'emploi, que ce soit en termes de qualification, de localisation géographique ou autre). Le processus d'appariement est, le plus fréquemment dans la littérature, résumé par une fonction du type Cobb-Douglas à rendements constants<sup>1</sup> soit:

$$M = \mu U^\eta V^{1-\eta} \quad \mu > 0, 0 < \eta < 1 \quad (1)$$

1. voir par exemple Pissarides (1998).

Le paramètre  $\mu$  représente l'efficacité de ce processus: à stocks de demandeurs d'emploi ( $U$ ) et de postes vacants donnés ( $V$ ), plus ce paramètre a une valeur élevée, plus le nombre d'embauches ( $M$ ) est important.

En définissant  $\theta \equiv \frac{V}{U}$ , la probabilité qu'une vacance soit satisfaite par unité de temps est donnée par:

$$q(\theta) \equiv \frac{M}{V} = \mu\theta^{-\eta} \quad (2)$$

D'autre part, la croissance de l'emploi par unité de temps correspond à la différence entre le nombre de travailleurs perdant leur emploi ( $s$ , le taux de sortie d'emploi) et les engagements:

$$dL = -sL + Vq(\theta) \quad (3)$$

Les vacances sont dès lors définies par:

$$V = (dL + sL)/\mu\theta^{-\eta} \quad (4)$$

soit, sous forme logarithmique:

$$\ln V = 1/(1 - \eta)(\ln(dL + sL) - \ln\mu - \eta \ln U) \quad (5)$$

## b. Adaptation aux données disponibles

Les équations développées ci-dessus doivent être adaptées aux données disponibles. Cette adaptation doit tenir compte d'une part d'une fréquence d'observation différente entre données d'emploi (observation annuelle au 30 juin) et données de vacances (mensuelle), d'autre part d'une couverture imparfaite des vacances (les vacances sont celles enregistrées à l'ONEM). De plus, il s'agit également d'envisager la non-constance de l'efficacité du processus d'appariement, variabilité mise en avant par la littérature (voir Petrongolo et Pissarides (2000)).

Supposons, dans un premier temps, que les vacances et les embauches enregistrées à l'ONEM représentent une part constante des valeurs de ces variables au niveau de l'ensemble de l'économie ( $V_g$  et  $M_g$ ):

$$\lambda V = V_g; \gamma M = M_g \quad (6)$$

L'équation de matching devient:

$$\gamma M = \mu U^\eta (\lambda V)^{1-\eta} \quad (7)$$

soit, sous forme logarithmique:

$$\ln M = \ln\mu - \ln\gamma + (1 - \eta)\ln\lambda + \eta \ln U + (1 - \eta)\ln V \quad (8)$$

Par ailleurs, étant donnée la fréquence annuelle des données d'emploi (l'emploi est déterminée au 30 juin), la croissance annuelle de l'emploi peut s'exprimer comme:

$$dL = -sL + 12\lambda VP_{SA} \quad (9)$$

Dans cette optique,  $V$  représente la moyenne des stocks de vacances de la fin juin à la fin mai. Par conséquent,  $M$  est défini comme la moyenne des embauches réalisées du mois de juillet au mois de juin, et  $U$  est la moyenne des CCI-DE en fin de mois sur la période juin à mai.

D'autre part, nous supposons que le lien entre la probabilité annuelle ( $P_{SA}$ ) et la probabilité mensuelle ( $q(\theta)$ ) de satisfaction de vacance est donné par une relation exponentielle:  $P_{SA} = P_{SM}^V$ . L'équation de vacances devient:

$$\ln V = 1/(1 - \eta v)[\ln(dL + sL) - v \ln \mu - \ln 12 \lambda^{1 - \eta v} - \eta v \ln U] \quad (10)$$

En outre, en supposant, que l'efficacité du processus d'appariement suit un trend quadratique et est partiellement expliquée<sup>1</sup> par la part des chômeurs de longue durée<sup>2</sup> sous la forme analytique suivante:

$$\mu = PCLD^\phi e^{\tau_0 + \tau_1 t + \tau_2 t^2} \quad (11)$$

Les équations (8) et (10) deviennent:

$$\ln M = \phi \ln PCLD + \tau_0 + \tau_1 t + \tau_2 t^2 - \ln \gamma + (1 - \eta) \ln \lambda + \eta \ln U + (1 - \eta) \ln V \quad (12)$$

$$\ln V = 1/(1 - \eta v)[\ln(dL + sL) - v \phi \ln PCLD - v(\tau_0 + \tau_1 t + \tau_2 t^2) - \ln 12 \lambda^{1 - \eta v} - \eta v \ln U] \quad (13)$$

que l'on peut reparamétriser sous la forme estimable:

$$\ln M = \phi \ln PCLD + \tau_{0M} + \tau_1 t + \tau_2 t^2 + \eta \ln U + (1 - \eta) \ln V \quad (14)$$

$$\ln V = 1/(1 - \eta v)[\ln(dL + sL) - v(\phi \ln PCLD + \tau_{0V} + \tau_1 t + \tau_2 t^2) - \ln 12 - \eta v \ln U] \quad (15)$$

où:  $\tau_{0M} = \tau_0 + \ln(\lambda^{1 - \eta} / \gamma)$  et  $\tau_{0V} = \tau_0 + (1 - \eta v) / v \ln \lambda$

Remarquons finalement qu'il est également nécessaire de relier le concept de chômage retenu ici avec le concept utilisé dans l'équation de salaire (le nombre de CCI-DE fin juin ( $ULCPJ$ )). Ce lien est assuré par l'équation:

$$\ln U = c_{lu0} + c_{lu84} D_{84} + c_{lum} \ln \left( \frac{ULCPj + ULCPj_{t+1}}{2} \right) + c_{cdlu} \Delta \ln ULCPj_{t+1} \quad (16)$$

### c. Données

Les données sont issues de l'ONEM (Bulletins mensuels). Dans la mesure où, en matière d'emploi, seules des données au 30 juin sont disponibles en série historique, les définitions des autres variables du bloc chevauchent deux années. Plus précisément, partant de données mensuelles de stocks de chômeurs en fin de mois, de vacances insatisfaites en fin de mois et de vacances reçues au cours du mois, nous adoptons les définitions suivantes:

1. Par manque de données statistiques, il est malheureusement impossible de mettre en avant l'importance du rôle joué par d'autres facteurs explicatifs dans la détérioration observée du processus d'appariement (inadéquation géographique, inadéquation des qualifications,...).
2. Pour les estimations, cette variable est définie comme la part des chômeurs ayant plus d'un an d'inactivité parmi les chômeurs complets indemnisés de moins de 50 ans.

- $V$  est la moyenne des vacances ouvertes de juillet à juin, les vacances ouvertes au cours d'un mois étant définies comme la somme des vacances insatisfaites à la fin du mois précédent et des vacances reçues durant le mois courant;
- $M$  est la moyenne de juillet à juin des embauches, celles-ci étant définies comme la différence entre les vacances ouvertes au cours d'un mois et les vacances insatisfaites en fin de mois;
- $U$  est la moyenne de juin à mai des chômeurs complets indemnisés en fin de mois.

Dans cette optique, la part des chômeurs de longue durée correspond (approximativement) à la moyenne des parts des chômeurs de moins de 50 ans et ayant plus d'un an d'inactivité observée au 30 juin de deux années consécutives.  $ULCP_j$  est le nombre de CCI-DE inscrits fin juin. L'emploi correspond à l'emploi salarié du secteur privé, soit la somme des variables NF et NDOM d'HERMES.

#### d. Estimation des relations de long terme

Le tableau 1 reprend les estimations par FIML (maximum de vraisemblance à information complète) des équations (14) et (15). L'élasticité des embauches par rapport aux chômeurs est relativement faible (0,28), le chiffre de 0,5 étant le plus souvent rencontré dans la littérature (voir Petrongolo et Pissarides (2000) ou Pissarides (1998), même si Broersma et Van Ours (1999) montre que cette élasticité varie en fonction des définitions d'embauches, de demandeurs d'emploi et de vacances retenues). Ce biais potentiel peut s'expliquer par la faible qualité des données disponibles (non exhaustivité, possible influence du cycle conjoncturel sur leur représentativité, ...), mais ne semble pas être lié au mode de construction des données d'embauches, dérivées des données de vacances. En effet, l'utilisation de données sur les placements réalisés par l'ONEM en lieu et place des données d'embauches retenues ne modifie guère la valeur de cette élasticité (alors qu'elle altère la qualité de l'ajustement statistique).

**TABEAU 1 - Estimation par FIML du bloc matching (1970-2000)**

	n	h	s	f	$\tau_{0V}$	$t_1$	$t_2$	$\tau_{0M}$
estimation	1,3690	0,2817	0,2126	-0,3702	-0,2882	-0,0229	0,0001	-1,2798
écart type	0,1395	0,0388	0,0764	0,0990	0,2426	0,0134	0,0004	0,1572
endogène	R <sup>2</sup>	DF-test						
ln V (éq. 14)	0,9372	-3,6786						
ln M (éq. 15)	0,7858	-2,7630						

Le taux de sortie d'emploi estimé ( $s$ ) n'est pas incompatible avec les statistiques disponibles. Cahuc et Zylberberg (2001, p. 443) citent des taux de sorties pour différents pays industrialisés entre 9 % (Japon) et 31 % (France). Le trend décroissant est indicatif d'une détérioration du processus d'appariement sur la période. L'influence négative de la part des chômeurs de longue durée peut refléter aussi bien une moindre employabilité réelle (désapprentissage) ou supposée (filtre à l'embauche) qu'une plus faible intensité de recherche (découragement) du chômeur de longue durée.

Le tableau 2 reprend les résultats d'estimation de l'équation (16).

**TABLEAU 2 - Estimation par MCO de l'équation reliant U et ULCPJ (1970-2000)**

endogène	ln U (équation 16)				adj R <sup>2</sup>	DW
	c <sub>lu0</sub>	c <sub>lu84</sub>	c <sub>lum</sub>	c <sub>dlu</sub>		
estimation	0,8400	0,0473	0,9374	-0,0546	0,9994	2,3244
écart type	0,0594	0,0152	0,0047	0,0201		

## 2. Le bloc production

### a. Fondements théoriques

Les entreprises évoluent dans un cadre de concurrence monopolistique: elles produisent des biens différenciés (l'élasticité prix de la demande du bien produit par l'entreprise  $i$  est finie) et sont suffisamment nombreuses pour que l'impact d'une modification du prix du bien  $i$  sur le niveau général des prix soit négligeable.

#### *i. Les demandes conditionnelles de facteurs*

Les demandes conditionnelles de l'entreprise produisant le bien  $i$  sont dérivées d'un programme de minimisation de coûts sous l'hypothèse d'une technologie Cobb-Douglas à deux facteurs, capital (K) et travail (LH), à rendements d'échelle constants:

$$\begin{aligned}
 & \min_{L_i, I_i} \sum \beta (PlL_i + PiI_i) \\
 & st \quad K_i = K_{i-1}(1 - \delta) + I_i \\
 & \quad Y_i = A \left( e^{\gamma_1 t + \gamma_2 t^2 + \gamma_3 t^3} LH_i \right)^\alpha K_i^{1-\alpha}
 \end{aligned} \tag{17}$$

$\beta$  est un facteur d'actualisation;  $Pl$ ,  $Pi$  représentent respectivement le coût unitaire du travail (dont les coûts de recherche, voir infra) et de l'investissement;  $I_i$ , le volume d'investissements de l'entreprise  $i$ ;  $\delta$ , le taux de dépréciation du capital;  $Y_i$  représente l'output;  $A$  est un paramètre d'échelle;  $\alpha$  est la part du coût salarial dans le coût total et  $\gamma$ , le taux de progrès technique.

Les conditions du premier ordre du Lagrangien associé à ce problème de maximisation définissant les demandes conditionnelles de long terme s'écrivent:

$$\ln \bar{LH} = \ln \left( \frac{Y}{A \left( e^{\gamma_1 t + \gamma_2 t^2 + \gamma_3 t^3} \right)^\alpha} \right) + (1 - \alpha) \ln \left( \frac{\alpha Pk}{(1 - \alpha) Pl} \right) \tag{18}$$

$$\ln \bar{K} = \ln \left( \frac{Y}{A \left( e^{\gamma_1 t + \gamma_2 t^2 + \gamma_3 t^3} \right)^\alpha} \right) + \alpha \ln \left( \frac{(1 - \alpha) Pl}{\alpha Pk} \right) \tag{19}$$

$Pk$  est le coût d'usage du capital (voir infra, la section consacrée au système de prix).

*ii. La fixation des prix*

Afin de déterminer leur niveau de prix ( $P_i$ ), les entreprises maximisent leurs profits:

$$\begin{aligned} \text{Max}_{P_i} \quad & P_i Y_i - C(Y_i) \\ \text{s.c.} \quad & C(Y_i) = \frac{Y_i}{A \left( e^{\gamma_1 t + \gamma_2 t^2 + \gamma_3 t^3} \right)^\alpha \left( \frac{P_l}{\alpha} \right)^\alpha \left( \frac{Pk}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha}} \end{aligned} \quad (20)$$

$$P_i = \left( \frac{Y_i}{YT} \right)^{\frac{1}{\sigma_i}} PT$$

$C(Y_i)$  est la fonction de coûts de l'entreprise, obtenue en sommant le produit des demandes conditionnelles de facteurs et de leur coût. La deuxième contrainte donne la fonction de demande inverse à laquelle fait face l'entreprise, dans laquelle  $PT$  représente le niveau général des prix,  $YT$  est un indicateur de demande agrégée,  $Y_i$  la demande pour le bien  $i$  et  $\sigma_i$  l'élasticité de substitution entre deux biens. La solution de ce problème de maximisation est donnée par:

$$P_i = \left( \frac{\sigma_i}{\sigma_i - 1} \right) \frac{1}{A \left( e^{\gamma_1 t + \gamma_2 t^2 + \gamma_3 t^3} \right)^\alpha \left( \frac{P_l}{\alpha} \right)^\alpha \left( \frac{Pk}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha}} \quad (21)$$

Les entreprises fixent leur prix comme un mark-up constant sur leur coût marginal. Plus le marché est compétitif, c'est-à-dire, plus l'élasticité de substitution est élevée, plus la marge sur le coût marginal est faible.

Dans le cadre d'une économie ouverte, il est cependant légitime de lever l'hypothèse d'un mark-up constant. En effet, la demande sera également sensible aux prix extérieurs. Un prix élevé des concurrents étrangers ( $Pm$ ) offre l'opportunité aux producteurs domestiques d'accroître leur marge. Le prix (de la valeur ajoutée) est dès lors déterminé par:

$$\begin{aligned} \ln \bar{P} = \ln \mu_0 + \mu_1 \ln Pm + (1 - \mu_1) \left( \ln \left( \frac{1}{A \left( e^{\gamma_1 t + \gamma_2 t^2 + \gamma_3 t^3} \right)^\alpha} \right) + \alpha \ln \left( \frac{P_l}{\alpha} \right) + \right. \\ \left. (1 - \alpha) \log \left( \frac{Pk}{(1 - \alpha)} \right) \right) \end{aligned} \quad (22)$$

*iii. La valeur ajoutée*

L'hypothèse est faite que, dans le long terme, la valeur ajoutée est déterminée par les capacités de production, soit:

$$\ln \bar{Y} = \ln A + \alpha(\gamma_1 t + \gamma_2 t^2 + \gamma_3 t^3 + \ln LH) + (1 - \alpha) \ln K \quad (23)$$



*iv. Le coût du travail*

L'existence de coûts de recherche (d'un travailleur) nécessite d'adopter une définition particulière du coût du travail (cette définition sera utilisée dans le bloc de production afin de déterminer, notamment, les demandes de facteurs). Supposons que le coût de recherche pour l'entreprise par unité de temps soit  $R$ . Puisque le taux de satisfaction des vacances est  $q(\theta)$  par période, la durée moyenne des vacances est de  $1/q(\theta)$ , le coût moyen de recrutement est  $R/q(\theta)$ . Par conséquent le coût unitaire du travail est donné par:

$$Pl = W + s \frac{R}{q(\theta)} \quad (24)$$

soit le coût salarial ( $W$ ) auquel s'ajoute un coût de recrutement.

Cette définition du coût du travail doit également être adaptée aux données disponibles. Le coût salarial étant défini sur l'année civile et la probabilité de satisfaction annuelle d'une vacance chevauchant deux demi-années (de juillet de l'année  $t$  à juin de l'année  $t+1$ ), définissons la probabilité annuelle de satisfaction de vacance de janvier à décembre de l'année  $t$  par:

$$PSAE \equiv \frac{P_{SA} + P_{SA-1}}{2} = \frac{(M/V)^V + (M_{-1}/V_{-1})^V}{2} \quad (25)$$

Le coût du travail est alors défini par:

$$Pl = WCH + s \frac{R}{PSAE} \quad (26)$$

En outre, en faisant l'hypothèse d'un coût unitaire de recrutement lié au salaire<sup>1</sup> (celui-ci n'étant pas observable) et en supposant la constance du taux de sortie (soit  $sR = WCH \text{ cur}$ ), le coût du travail s'exprime comme:

$$Pl = WCH \left( 1 + \frac{\text{cur}}{PSAE} \right) \quad (27)$$

Le paramètre  $\text{cur}$  est calibré de manière à ce que les coûts de recherche représentent 5 %<sup>2</sup> du coût du travail, soit sous l'hypothèse que:

$$\frac{WCH \frac{\text{cur}}{PSAE}}{WCH \left( 1 + \frac{\text{cur}}{PSAE} \right)} = 0.05 \quad (28)$$

Il prend dès lors comme valeur la moyenne sur la période d'observation de:

$$\text{cur} = \frac{0.05 PSAE}{1 - 0.05} \quad (29)$$

- 
1. Cette même hypothèse est utilisée par Bovenberg *et al* (1998).
  2. Dans son modèle de "job-search", Pissarides (1998) considère que les coûts de recherche sont de l'ordre de 2 % du salaire coût. Cette marge est calibrée à 12 % pour les travailleurs qualifiés et à 7 % pour les travailleurs peu qualifiés dans le modèle mini-MIMIC (Bovenberg *et al*. 1998).

## b. Données

Les données utilisés proviennent d'HERMES. LH est le volume de travail salarié du secteur privé exprimé en heures. WCH est le rapport entre la somme de la masse salariale et des cotisations patronales du secteur privé (WBFU+SSFT) et LH. Le stock de capital (K) est déterminé par sommation sectorielle. Y est la valeur ajoutée du secteur privé (QVOT).

## c. Résultats d'estimation à long terme

Le tableau 3 reprend les résultats d'estimation à long terme de l'équation de demande de travail, de demande de capital et de prix de la valeur ajoutée.

**TABLEAU 3 - Estimation par FIML des comportements à long terme du bloc production (1972-2000)**

	A	a	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$g_3$	$m_0$	$m_1$
estimation	0,00493	0,66957	0,10166	-0,00375	0,00005	1,13195	0,19416
écart type	0,00053	0,01158	0,01977	0,00118	0,00002	0,01355	0,07034
endogene	R <sup>2</sup>	DF-test					
$\ln \bar{LH}$ (éq. 18)	0,7933	-5,07726					
$\ln \bar{K}$ (éq. 19)	0,8508	-4,51532					
$\ln \bar{P}$ (éq. 22)	0,9859	-3,59555					

Par hypothèse (fonction Cobb-Douglas à rendements constants), l'élasticité des demandes de facteurs par rapport à l'output est, à long terme, unitaire.

L'élasticité de la demande de travail par rapport à son coût est de -0,33, conforme aux résultats obtenu dans la littérature (Hamermesh (1993) cite l'intervalle de [-0,75; -0,15], avec comme meilleure approximation -0,3). En ce qui concerne la demande de capital l'élasticité par rapport à son prix est de -0,67.

L'élasticité de la demande de travail par rapport à la probabilité de satisfaction de vacance (*PSAE*) est de 0,016. L'élasticité de la demande de capital par rapport à cette même variable est de -0,033.

En ce qui concerne le prix de la valeur ajoutée, son élasticité est de 0,54 par rapport au salaire, de 0,27 par rapport au prix du capital, de 0,19 par rapport aux prix des compétiteurs étrangers, et de -0,027 par rapport à la probabilité de satisfaction de vacance.

Signalons finalement que ces estimations mettent en avant une décélération du progrès technique sur la période d'estimation.

## d. Résultats d'estimation à court terme

Les évolutions à court terme de *LH*, *K*, et *P* sont décrites par les équations à correction d'erreurs 30 à 32. Le tableau 4 reprend les résultats d'estimation.

L'emploi (équation 30) dépend du salaire (signe négatif), des tensions sur le marché du travail (signe négatif) et du niveau de la valeur ajoutée (signe positif).

L'équation de demande capital (équation 31) incorpore comme variables explicatives une composante autorégressive ainsi que le coût d'usage du capital (signe négatif) et la valeur ajoutée (signe positif).

L'équation de croissance du prix de la valeur ajoutée (équation 32) comprend également une composante autorégressive et est fonction positive de la croissance des prix extérieurs, des salaires et du coût d'usage du capital.

Les coefficients des termes de correction d'erreurs sont relativement peu élevés, non seulement dans l'équation d'emploi et de prix de la valeur ajoutée (un peu plus de 0,10) mais surtout dans l'équation de demande de capital (0,02), reflet d'un processus lent de convergence vers l'équilibre de long terme.

$$\Delta \ln LH = c_{81LH}D81 + c_{90LH}D90 + c_{97LH}D97 + c_{cdlwchlh}\Delta \ln WCH + c_{dtenslh}\Delta \frac{1}{PSAE} + c_{dlylh}\Delta \ln Y - c_{errlh}(\ln LH - \ln \bar{LH})_{-2} \quad (30)$$

$$\Delta \ln K = c_{89K}D89 + c_{dlk}\Delta \ln K_{-1} + c_{dlpkk}\Delta \ln Pk_{-1} + c_{dlyk}\Delta \ln Y - c_{errkk}(\ln K - \ln \bar{K})_{-2} \quad (31)$$

$$\Delta \ln P = c_{89P}D89 + c_{dlp1}\Delta \ln P_{-1} + c_{dlpmp}\Delta \ln Pm + c_{dlwchp}\Delta \ln WCH_{-1} + c_{dlpkp}\Delta \ln Pk - c_{errpp}(\ln P - \ln \bar{P})_{-2} \quad (32)$$

De manière générale, les élasticités de court terme sont inférieures à celles de long terme. Ce phénomène est plus particulièrement marqué en ce qui concerne la demande de capital.

La variable reflétant la difficulté à satisfaire un emploi vacant (ou la durée d'une vacance,  $1/PSAE$ ) n'intervient à court terme que dans l'équation de demande de travail. Son influence y est en outre, comme à long terme, faible.

**TABEAU 4 - Estimations par MCO des relations de court terme du bloc production (1974-2000)**

endogène		$\Delta \ln LH$ (équation 30)							
variables explicative	D81	D90	D97	$\Delta \ln WCH$	$\Delta 1/PSAE$	$\Delta \ln Y$	$(\ln LH - \ln \bar{LH})_{-2}$	adj R <sup>2</sup>	DW
paramètre	$c_{81LH}$	$c_{90LH}$	$c_{87LH}$	$c_{dlwchlh}$	$c_{dtenslh}$	$c_{dlylh}$	$c_{errlh}$		
estimation	-0,0212	0,0154	-0,0154	-0,2778	-0,0285	0,5918	0,1094	0,8667	1,7351
écart type	0,0084	0,0081	0,0079	0,0244	0,0416	0,0708	0,0387		

endogène		$\Delta \ln K$ (équation 31)					adj R <sup>2</sup>	DW
variable explicative	D89	$\Delta \ln K_{t-1}$	$\Delta \ln Pk_{t-1}$	$\Delta \ln Y$	$(\ln K - \ln \bar{K})_{-2}$			
paramètre	$c_{89K}$	$c_{dlk}$	$c_{dlpkk}$	$c_{dlyk}$	$c_{errkk}$			
estimation	0,0126	0,8092	-0,0193	0,2112	0,0292	0,8817	2,1098	
écart type	0,0052	0,0419	0,0068	0,0441	0,0132			

endogène		$\Delta \ln P$ (équation 32)						
variable explicative	D89	$\Delta \ln P_{-1}$	$\Delta \ln PM$	$\Delta \ln WCH_{-1}$	$\Delta \ln Pk$	$(\ln P - \ln \bar{P})_{-2}$	adj R <sup>2</sup>	DW
paramètre	$c_{89P}$	$c_{dlp1}$	$c_{dlpmp}$	$c_{dlwchp}$	$c_{dlpkp}$	$c_{errpp}$		
estimation	0,0246	0,2864	0,1288	0,2435	0,0500	0,1062	0,8068	1,9095
écart type	0,0128	0,1610	0,0935	0,1088	0,0157	0,0587		

Le taux de croissance de la valeur ajoutée (équation 33) dépend du terme de correction d'erreurs, de la croissance des investissements des entreprises ( $I$  - signe positif - voir l'équation 37), de la croissance du pouvoir d'achat des ménages (en tant qu'approximation de la consommation privée; soit  $YDR$ , somme des revenus salariaux  $YLR$ , des allocations de chômage  $YRPR$  et des autres revenus disponibles  $AYDR$ , voir les équations 34 à 36), d'un effet compétitivité, soit les variations relatives des prix intérieurs par rapport aux prix des compétiteurs extérieurs ( $P/PIMP$ - signe négatif) et des variations de la demande mondiale ( $YW$  - signe positif).

$$\Delta \ln Y = c_{yp}(\Delta \ln P - \Delta \ln Pimp) + c_{yi}\Delta \ln I + c_{yydr}\Delta \ln YDR + c_{yyw}\Delta \ln YW - c_{errly}(\ln Y - \ln \bar{Y})_{-1} \quad (33)$$

$$YDR = YLR + YRPR + AYDR \quad (34)$$

$$YLR = \frac{WCH(1 - TPC - TWC)LH}{Pc} \quad (35)$$

$$YRPR = \frac{WCH(1 - TPC - TWC)(Rp \times ULCP \times HM)}{Pc} \quad (36)$$

$$I = K - (1 - AMR)K_{-1} \quad (37)$$

**TABLEAU 5 - La demande à court terme (1973-2000)**

endogène	$\Delta \ln Y$ (équation 33)									
variable explicative	D79	D85	D89	$d \ln(P/Pimp)$	$d \ln I$	$d \ln YDR$	$d \ln YW$	$(\ln Y - \ln \bar{Y})_{-1}$	adj R <sup>2</sup>	DW
paramètre	$c_{79Y}$	$c_{85Y}$	$c_{89Y}$	$c_{yp}$	$c_{yi}$	$c_{yydr}$	$c_{yyw}$	$c_{errly}$		
estimation	-0,0193	0,0225	-0,0134	-0,1573	0,0823	0,3915	0,2538	0,1549	0,9498	2,3145
écart type	0,0053	0,0049	0,0054	0,0161	0,0165	0,0474	0,0243	0,0482		

Dans la mesure où le bloc demande (constitué des équations 33 à 37) a un caractère *ad hoc*, il est légitime de s'interroger sur la robustesse des élasticités partielles estimées. Dans cette optique, le tableau 6 offre une comparaison des élasticités estimées avec les résultats de simulations en  $t$  et  $t+1$  du modèle trimestriel MODTRIM (le modèle de court terme du BFP) et du modèle macrosectoriel HERMES (le modèle de moyen terme du BFP). Bien que cette comparaison comporte quelques limites liées à des différences conceptuelles (élasticités partielles de la valeur ajoutée du secteur privé pour le modèle du marché du travail, élasticités ex-post du PIB pour MODTRIM et HERMES) et à la manière dont les chocs considérés sont introduits dans les modèles, elle permet de se donner une idée de la validité des élasticités partielles estimées dans ce bloc demande.

Les élasticités de court terme estimées sont similaires à celle du modèle MODTRIM. Par rapport à la demande mondiale, l'élasticité partielle de la demande dans le modèle du marché du travail (0,25) s'approche davantage de celles de MODTRIM (0,11 en  $t$  et 0,22 en  $t+1$ ) que de celle d'HERMES (0,43). Dans le cas d'une variation des prix relatifs également, la réponse fournie par le modèle (une baisse de -0,16 % de la demande) est analogue à celle de MODTRIM (une baisse -0,10 % en  $t$  et de -0,18 % en  $t+1$ ). L'élasticité de la demande par rapport au revenu disponible est dans le modèle du marché du travail (0,39) quelque peu supérieure à celle d'HERMES (0,29) - les simulations du modèle réalisées dans Hertveldt et Lebrun (2002) n'offrent pas en l'occurrence de possibilité de comparaison.

TABLEAU 6 - Sensibilité de la demande de court terme: une mise en perspective

modification introduite par rapport à la simulation de base	modèle du marché du travail (élasticités partielles)	modtrim * (élasticités ex-post)		hermes ** (élasticités ex-post)
		op t	op t+1	op t
demande mondiale	0,25	0,11	0,22	0,43
- MODTRIM: augmentation de 1 %		(0,11)	(0,22)	
- HERMES: augmentation de 1 %				(0,43)
prix relatifs	-0,16	-0,10	-0,18	-0,05
- MODTRIM: dépréciation de 10 % de l'euro par rapport au dollar ***		(1,02)	(1,18)	
- HERMES: dépréciation de 10 % de l'euro par rapport au dollar ***				(0,50)
revenu disponible des ménages	0,39	n.d.	-n.d.	0,29
- HERMES: diminution des cotisations personnelles à la sécurité sociale****				(0,24)

\* Source: Hertveldt et Lebrun (2002), p. 20-21;

\*\* Source: Bossier et Vanhorebeek (2000), p. 48, 56 et 64;

\* et \*\*: effet sur le PIB; \* et \*\*: les chocs peuvent se différencier par leur amplitude, les chiffres entre parenthèses sont les résultats publiés, ces résultats sont ramenés à une base identique par règle de trois;

\*\*\*: l'hypothèse est faite qu'un changement du taux de change euro/dollar se traduit par une variation de  $Pm$ ;

\*\*\*\*: correspondant à 0,5 % du PIB, le revenu disponible se montant à 61 % du PIB, par conséquent  $0,29=0,24 \times 0,61 \times (1:0,5)$ .

### 3. Formation des salaires

#### a. Fondements théoriques de la formation des salaires

Nous supposons que le niveau des salaires est fixé par négociation entre syndicats et entreprises. Le modèle de négociation est du type droit à gérer: la négociation entre le syndicat et l'entreprise porte sur le salaire exclusivement (cf. Layard *et al.*, 1991). L'hypothèse est faite que la négociation a lieu de manière décentralisée, il n'est pas tenu compte des effets externes de la négociation sur l'emploi (au niveau agrégé).

L'objectif d'un syndicat est de maximiser l'utilité de ses membres ( $M_i$ , le nombre de membres que nous supposons supérieur ou égal à l'emploi,  $L_i$ ). En cas de succès de la négociation, les membres employés du syndicat obtiennent le salaire négocié au sein de l'entreprise (soit le salaire coût  $W$ , dont sont retirées les charges fiscales et parafiscales au taux  $T$ ), les autres perçoivent un montant que nous appellerons opportunité externe ( $W^e$ ). En cas d'échec de la négociation, l'ensemble des membres perçoivent le revenu externe. Formellement, sous une hypothèse de neutralité au risque, l'utilité des membres du syndicat de l'entreprise  $i$  est:

$$g_i = (1-T_i)W_iL_i - (M_i - L_i)W^e \quad (38)$$

en cas de succès de la négociation, et:

$$\bar{g}_i = M_iW^e \quad (39)$$

en cas d'échec.

En supposant que le travailleur, s'il quitte l'entreprise, retrouve un emploi (rémunéré au salaire net  $(1 - T^{ee})W^{ee}$ ) avec une probabilité égale à un moins le taux de chômage ( $Ur$ ), et se retrouve au chômage avec une probabilité égale au taux de chômage (où il perçoit une allocation d'un montant net de  $(1 - Tb)B$ ,  $Tb$  étant le taux de prélèvements sur l'allocation brute de chômage  $B$ ), le revenu externe des travailleurs est donné par:

$$W^e = (1 - Ur)(1 - T^{ee})W^{ee} + Ur(1 - Tb)B \quad (40)$$

L'entreprise quant à elle cherche à maximiser son profit. En cas d'échec de la négociation, l'entreprise doit supporter ses coûts fixes. Son gain net est:

$$g_{ie} - \overline{g_{ie}} = P_i Y_i - W_i L_i \quad (41)$$

La négociation sur le salaire (au sein de l'entreprise  $i$ ) correspond à la résolution du problème de Nash suivant:

$$\underset{W_i}{\text{Argmax}} \quad (g_i - \overline{g_i})^{1-\varphi} (g_{ie} - \overline{g_{ie}})^\varphi \quad (42)$$

$\varphi$  représente le pouvoir de négociation de l'entreprise.

En résolvant ce problème, on obtient, un salaire au sein de l'entreprise de:

$$W_i = (1 - \varphi) \frac{P_i Y_i}{L_i} + \varphi \frac{W^e}{(1 - T_i)} \quad (43)$$

Par conséquent, si le syndicat possède tout le pouvoir de négociation ( $\varphi=0$ ), la masse salariale absorbe l'ensemble du profit de l'entreprise, dans le cas opposé, les salariés sont payés au niveau de l'opportunité externe.

Si l'ensemble des entreprises sont identiques, l'équilibre est caractérisé par une situation où  $W_i = W^{ee} = W$ . De plus, en faisant l'hypothèse que  $(1 - Tb)B$  est égal à  $(1 - T)(W \cdot Rp)$ , à savoir que le taux de remplacement est constant, le salaire d'équilibre est donné par:

$$W = \frac{(1 - \varphi) \frac{PY}{L}}{(1 - \varphi(1 - Ur) - \varphi Ur Rp)} \quad (44)$$

Le salaire horaire par:

$$WCH = \frac{(1 - \varphi) \frac{PY}{LH}}{(1 - \varphi(1 - Ur) - \varphi Ur Rp)} \quad (45)$$

Cette spécification est restrictive quant à l'incidence (dans le long terme) des prélèvements fiscaux et parafiscaux. Elle suppose en effet que ceux-ci n'affectent pas le salaire coût, en d'autres termes, que ces prélèvements sont supportés par le facteur travail. Nous recourrons par conséquent à une forme linéarisée de cette équation ne comportant pas cette restriction:

$$\ln \overline{WCH} = \ln P + \ln \frac{Y}{LH} + c_T \ln T + c_{Rp} \ln Rp + c_{Ur} Ur \quad (46)$$

L'élasticité du salaire coût horaire ( $\overline{WCH}$ ) est unitaire aussi bien par rapport au prix de la valeur ajoutée ( $P$ ) que par rapport à la productivité du travail ( $Y/LH$ ). Le salaire coût est également fonction du coin salarial ( $T$  - signe positif - voir infra), du taux de remplacement ( $Rp$  - signe positif) et du taux de chômage ( $Ur$  - signe négatif). Les paramètres  $C_T$ ,  $C_{RP}$  et  $C_{UR}$  sont à estimer. Notons qu'à long terme les prélèvements patronaux et personnels ont une influence identique sur le salaire coût. La restriction sur le coefficient de  $P$  induit l'absence d'illusion monétaire à long terme.

La dynamique de court terme est introduite par une spécification à correction d'erreurs: la croissance du salaire coût est fonction de l'évolution du taux de cotisations patronales ( $TPC$  - signe positif), du taux de prélèvements personnels (à la sécurité sociale et à l'IPP,  $TWB$  - signe positif), de l'indice d'indexation des salaires ( $ZF$  - avec une élasticité par définition unitaire), de la productivité (signe positif), du taux de chômage ( $Ur$  - signe négatif) et du terme de correction d'erreurs. Dans cette équation de court terme, les influences des prélèvements patronaux et personnels sont différenciées. Sous forme analytique nous avons:

$$\begin{aligned} \Delta \ln WCH = & \Delta \ln ZF + c_1 \Delta \ln WCH_{-1} + c_2 \Delta \ln \frac{Y}{LH} + c_3 \Delta Ur_{-2} + c_4 \Delta \ln TPC \\ & + c_5 \Delta \ln TWB + c_6 (\ln WCH - \ln \overline{WCH})_{-1} \end{aligned} \quad (47)$$

## b. Le coin salarial

Les variables de coin salarial  $WEDGE$  et  $T$  sont définies en termes de taux de cotisations patronales à la sécurité sociale (exprimé en pourcentage du salaire coût,  $TPC$ ), de taux de prélèvements personnels à la sécurité sociale et à l'IPP (exprimé en pourcentage du salaire,  $TWC$ ) et du rapport entre les prix à la consommation et le prix de la valeur ajoutée du secteur privé:

$$WEDGE = \frac{1}{1 - TPC - TWC} \cdot \frac{P_c}{P} \quad (48)$$

$$T = \frac{WEDGE - 1}{WEDGE} \text{ met } \frac{\partial T}{\partial WEDGE} > 0 \quad (49)$$

Par commodité, les taux de prélèvements exprimés en pourcentage du salaire coût ( $TPC$  en  $TWC$ ) sont considérés comme exogènes: ils déterminent les taux de prélèvements patronaux ( $TPB$ ) et personnels ( $TWB$ ) exprimés en pourcentage du salaire brut:

$$TPB = \frac{TPC}{1 - TPC} \quad (50)$$

$$TWB = \frac{TWC}{1 - TPC} \quad (51)$$

## c. Les données

Les taux de prélèvements parafiscaux sont des taux implicites (calculés sur base des séries observées de prélèvements) et incluent aussi bien les cotisations légales qu'extra-légales. Les prélèvements à l'IPP sur les salaires (soit la variable  $IPPF$  d'HERMES) proviennent d'une ventilation par catégorie socio-professionnelle de

l'impôt selon la méthodologie proposée par Saintrain (1998; pages 49 à 68). Pour les années antérieures à 1983, ce taux est rétroposé sur base d'un taux de prélèvement global à l'IPP.

Les variables HERMES permettent de définir les taux de prélèvements (exprimés en pourcentage du salaire coût) de la manière suivante:

$$TPC = (SSFT + SSFDOM)/(WBFU + WDOM + SSFT) \quad (52)$$

$$TWC = (SSH3W + IPPF)/(WBFU + WDOM + SSFT) \quad (53)$$

où:

SSFT et SSFDOM sont les cotisations sociales patronales respectivement du secteur marchand et du secteur des services domestiques;

WBFU la masse salariale brut du secteur marchand;

WDOM la masse salariale coût du secteur des services domestiques.

Le taux de remplacement est calculé sur base de l'allocation journalière moyenne en chômage complet publiée depuis 1987 dans le rapport annuel de l'ONEM. Pour les années antérieures, le taux de remplacement est rétroposé sur base de l'allocation journalière moyenne de chômage y compris chômage partiel (même source). Le taux de chômage est relatif aux seuls chômeurs complets indemnisés demandeurs d'emploi (stock fin juin, source: ULCPJ d'HERMES - voir équation 65).

#### d. Résultats d'estimation

L'équation de long terme est estimée par MCO sur la période 1971-2000 (tableau 7). Le coefficient du prix de la valeur ajoutée et de la productivité sont, sur base du modèle théorique, fixés à l'unité. Les autres coefficients ont les signes attendus.

**TABLEAU 7 - Estimation par MCO de l'équation de salaire de long terme (1971-2000)**

endogène	$\ln(\overline{WCH})$						
variable explicative	$\ln(P)$	$\ln(Y/LH)$	$\ln(T)$	$\ln(Rp)$	$Ur_{t-1}$	adj R <sup>2</sup>	DF
paramètre			$c_T$	$c_{Rp}$	$c_{Ur}$		
estimation	1,0000	1,0000	0,2727	0,3810	-0,8874	0,9981	-3,9501
écart type	-	-	0,0334	0,0442	0,1943		

équation 46:  $\overline{WCH}$  = salaire coût horaire de long terme,  $P$  = déflateur de la valeur ajoutée du secteur marchand,  $Rp$  = taux de remplacement,  $Ur$  = taux de chômage,  $DF$  = statistique de Dickey-Fuller,  $T$  = coin salarial =  $(WEDGE-1)/WEDGE$ ,  $WEDGE = (PC/P)/(1-TP-TWC)$ ,  $TP$  = taux de cotisations patronales (en % du salaire coût),  $TWC$  = taux de prélèvement à l'IPP + taux de cotisations personnelles à la sécurité sociale (en % du salaire coût);  $PC$  = indice des prix à la consommation.

Les résultats d'estimation de court terme sur la période 1973-2000 sont rapportés au tableau 8.



**TABLEAU 8 - Estimation par MCO de l'équation de salaire de court terme (1973-2000)**

endogène variable explicative paramètre	$\Delta \ln WCH$								
	D74	D80	$\Delta \ln WCH_{-1}$	$\Delta Ur_{-2}$	$\Delta \ln Y/LH$	$\Delta \ln ZF$	$\Delta \ln TPC$	$\Delta \ln TWB$	$ECT_{-1}$
			$c_1$	$c_3$	$c_2$		$c_4$	$c_5$	$c_6$
estimation	0,0291	0,0356	0,1079	-0,2424	0,5834	1,0000	0,2214	0,1717	-0,4271
écart type	0,0134	0,0148	0,0760	0,3228	0,1773	-	0,0862	0,0894	0,1177
adj R <sup>2</sup> = 0,9393									
DW = 1,9559									

équation 47:  $WCH$  = salaire coût horaire de court terme,  $\overline{WCH}$  = salaire coût horaire de long terme,  $Ur$  = taux de chômage,  $TPC$  = taux de cotisations patronales (en % du salaire coût),  $TWB$  = taux de prélèvement à l'IPP + taux de cotisations personnelles à la sécurité sociale (en % du salaire brut),  $ZF$  = indice d'indexation des salaires du secteur privé,  $ECT$  = terme de correction d'erreurs =  $\ln(WCH) - \ln(\overline{WCH})$ , D74 en D80: variables binaires pour 1974 et 1980.

Le tableau 9 présente les élasticités de court et de long terme du salaire coût sur la période d'estimation<sup>1</sup>. Ces élasticités sont d'un ordre de grandeur similaire à celles obtenues dans un exercice similaire pour les Pays-Bas par Graafland et Huijzinga (1999).

Il est important de noter, dans l'optique de l'évaluation des politiques de réductions de cotisations, que l'élasticité par rapport au taux de prélèvements est à long terme bien inférieure à l'unité (0,30 en l'occurrence). Lorsque cette élasticité est unitaire, la réduction bénéficie pleinement à l'employeur sous la forme d'une réduction correspondante du salaire coût. Elle est dès lors davantage créatrice d'emplois. A l'inverse lorsque cette élasticité est nulle, la réduction de cotisations bénéficie au travailleur sous la forme d'une augmentation de son salaire net et elle est moins créatrice d'emplois<sup>2</sup>.

L'élasticité de court terme du salaire coût par rapport aux prélèvements patronaux est sensiblement plus élevée à court terme (0,78) qu'à long terme (0,30): une modification de ces prélèvements se traduit à court terme principalement par une variation du salaire coût, alors qu'à long terme, c'est surtout le salaire net qui varie. En matière de prélèvements personnels, les élasticités sont très proches à court (0,34) et à long terme (0,30).

Cet écart de sensibilité à court terme entre prélèvements personnels et patronaux s'explique grandement par le fait qu'en Belgique les contrats de travail fixent les salaires en termes bruts.

Les élasticités par rapport au taux de chômage et à la productivité du travail sont sensiblement moins élevées à court qu'à long terme.

1. Les élasticités du tableau 9 sont calculées sur base des moyennes-échantillon.
2. L'élasticité du coût salarial par rapport au taux de prélèvements est définie par  $(dWCH/WCH)/(dT/(1-T))$ . Une telle définition offre une interprétation aisée de l'incidence des prélèvements. En d'autres termes, elle permet d'estimer dans quelle mesure l'employeur et le travailleur supportent le prélèvement. En différenciant l'équation de salaire net  $WN=(1-T)WCH$ , on obtient:  $dWN=(1-T)dWCH-WCH dT$ . Si le prélèvement est supporté par l'employeur, le salaire net ne varie pas ( $dWN=0$ ) et l'élasticité définie ci-dessus vaut 1. Si le prélèvement est supporté par le travailleur, le salaire coût ne varie pas ( $dWC=0$ ) et cette élasticité vaut 0.

**TABLEAU 9 - Élasticités de court et de long terme du salaire coût**

variables explicatives	Modèle marché du travail (élasticités moyennes) ****		Graafland & Huizinga (1999)	
	court terme	long terme	court terme	long terme
taux de remplacement (Rp)	0	0,38	0,17	0,35
taux de chômage (Ur) *	-0,24	-0,89	0	-2,04
productivité du travail (Y/LH)	0,58	1,00	0,19	1,00
prélèvements patronaux (TPC) **	0,78	0,30	0,61	0,40 ***
prélèvements personnels *****	0,34	0,30	0,33	0,40 ***

\* semi-élasticité:  $(d WCH/WCH)/d UR_{-2}$ ;

\*\*  $(d WCH/WCH)/(dT/(1-T))$ ;

\*\*\* somme des élasticités par rapport au taux marginal et au taux moyen;

\*\*\*\* l'élasticité du salaire coût par rapport aux taux de cotisations est fonction du niveau des cotisations (plus les cotisations sont élevées plus l'élasticité est faible),

\*\*\*\*\* par rapport au taux exprimé en pourcentage du salaire coût à long terme (TWC), par rapport au taux exprimé en pourcentage du salaire brut à court terme (TWB).

#### 4. Formation des prix

Au travers différentes interactions avec notamment le bloc production et le bloc salaire, le bloc prix joue un rôle essentiel dans le modèle. Les prix à la consommation et à l'investissement sont exprimés comme fonctions (à long terme, homogènes) des prix extérieurs et du prix de la valeur ajoutée et influencent l'allocation entre travail et capital via leur impact sur le prix de ces facteurs. Les mécanismes de formation des salaires et du prix de la valeur ajoutée ont déjà été évoqués précédemment, place maintenant aux autres mécanismes de formation de prix.

##### a. Le prix du capital (Pk)

Selon équation (54), le coût d'usage du capital ( $Pk$ ) correspond à un flux actualisé des prix à l'investissement ( $Pi$ ), où  $\delta$  est le taux de dépréciation du capital,  $\beta$  le taux d'actualisation (fixé à 5 % par hypothèse),  $cEPI$  la croissance anticipée des prix à l'investissement et  $cEPC$  la croissance anticipée des prix à la consommation.

$$Pk = Pi(\beta + \delta + cEPC - cEPI) \quad (54)$$

Cette forme analytique est une approximation de la formulation suivante du coût d'usage du capital:

$$Pk = Pi - \frac{Pi(1 + cEPI)(1 - \delta)}{1 + \beta + cEPC} \quad (55)$$

L'achat à la période courante d'une unité de capital coûte  $Pi$ . L'utilisation de cette unité durant une année la déprécie de  $\delta$  pour cent de telle sorte que sa valeur anticipée de revente la période suivante n'est plus que de  $Pi(1 + cEPI)(1 - \delta)$ . Cette valeur est actualisée en fonction d'un taux d'actualisation constant ( $\beta$ ) auquel s'ajoute la croissance anticipée des prix à la consommation. Le coût d'usage du capital est défini comme la différence entre ces deux coûts.

## b. Taux d'inflation anticipés

Un comportement d'anticipations adaptatives décrit les anticipations de prix à l'investissement et à la consommation (équations 56 et 57).  $D73$ ,  $D75$  et  $D85$  sont des variables binaires relatives aux années 73, 75 et 85. Les valeurs prises par  $cEPI$  et  $cEPC$  en  $t$  sont les valeurs observées (en  $t+1$ ), soit  $(\ln Pi_{t+1} - \ln Pi_t)$  et  $(\ln Pc_{t+1} - \ln Pc_t)$ . Le tableau 10 reprend les estimations (par MCO) des deux équations suivantes:

$$cEPI = c_{cepi}\Delta \ln Pi + (1 - c_{cepi})\Delta \ln Pi_{-1} + c_{73i}D73 + c_{75}D75 \quad (56)$$

$$cEPC = c_{cepc}\Delta \ln Pc + (1 - c_{cepc})\Delta \ln Pc_{-1} + c_{73c}D73 + c_{85}D85 \quad (57)$$

**TABLEAU 10 - Estimation par MCO des anticipations de croissance de prix (1972-1999)**

endogène	cEPI (équation 56)					cEPC (équation 57)				
	$c_{73i}$	$c_{75}$	$c_{cepi}$	adj R <sup>2</sup>	DW	$c_{73c}$	$c_{85}$	$c_{cepc}$	adj R <sup>2</sup>	DW
estimation	0,1257	-0,0792	0,7716	0,6895	2,0068	0,0684	-0,0587	0,9079	0,8309	1,6310
écart type	0,0205	0,0207	0,1107			0,0154	0,0154	0,1300		

## c. Prix à l'investissement (Pi), prix à la consommation (Pc) et indice d'indexation des salaires du secteur privé (ZF)

Les équations 58 à 60 et 61 à 63 décrivent les évolutions de long et de court terme des prix à l'investissement ( $Pi$ ), des prix à la consommation ( $Pc$ ) et de l'indice d'indexation des salaires ( $ZF$ , l'indice de prix auquel est rattachée l'évolution des salaires du secteur privé). Les variables explicatives sont le prix de la valeur ajoutée intérieure ( $P$ ), le prix des importations ( $Pimp$ ), le prix des importations énergétiques ( $Peme$ ) et le prix des compétiteurs extérieurs ( $Pm$ , le prix de la valeur ajoutée dans l'UE à l'exclusion de la Belgique).  $D75$ ,  $D81$ ,  $D82$ ,  $D85$ ,  $D87$ ,  $D7479$ ,  $D8082$  et  $D9400$  sont des variables binaires pour les années et périodes 1975, 1981, 1982, 1985, 1987, 1974 à 1979, 1980 à 1982 et 1994 à 2000.

### i. les prix à long terme

$$\ln \bar{P}i = c_{pi}\ln P + (1 - c_{pi})\ln Pimp + c_{stpi} + c_{7479pi}D7479 + c_{8082pi}D8082 \quad (58)$$

$$\ln \bar{P}c = (1 - c_{pc0})\ln P + c_{pc0}(c_{pc1}\ln Pm + (1 - c_{pc1})\ln Peme) \quad (59)$$

$$\ln \bar{Z}F = c_{zf}\ln Pc + (1 - c_{zf})\ln Peme + c_{7081}D7081 \quad (60)$$

**TABLEAU 11 - Estimation par MCO des équations de prix de long terme (1975-2000)**

endogène	ln Pi (équation 58)					
	$c_{stpi}$	$c_{7479pi}$	$c_{8082pi}$	$c_{pi}$	adj R <sup>2</sup>	DW
estimation	0,0257	0,1059	0,0588	0,7040	0,9959	1,5844
écart type	0,0036	0,0073	0,0105	0,0249		

endogène	ln Pc (équation 59)			
	C <sub>pc0</sub>	C <sub>pc1</sub>	adj R <sup>2</sup>	DW
estimation	0,1430	0,7097	0,9985	0,4499
écart type	0,0207	0,0570		

endogène	ln ZF (équation 60)			
	C <sub>7081</sub>	C <sub>zf</sub>	adj R <sup>2</sup>	DW
estimation	0,0983	0,9805	0,9982	1,4956
écart type	0,0047	0,0066		

L'influence des prix de la valeur ajoutée intérieure se fait davantage ressentir dans la formation du prix à la consommation que dans la formation du prix à l'investissement (1-0,14=0,86 versus 0,70). Ces résultats s'inscrivent dans la lignée de ceux de Jeanfils (2000), soit respectivement 0,80 et 0,63.

*ii. les prix à court terme*

Sur base des résidus des équations de long terme (tableau 11), sont estimées les équations à correction d'erreurs 61 à 63 (tableau 12).

$$\Delta \ln Pi = c_{ppi} \Delta \ln P + c_{pimppi} \Delta \ln Pimp - c_{errpi} (\ln Pi - \ln \bar{Pi})_{-1} + c_{75pi} D75 + c_{81pi} D81 \quad (61)$$

$$\Delta \ln Pc = c_{ppc} \Delta \ln P + c_{pmpc} \Delta \ln Pm_{-1} + c_{pepc} \Delta \ln Peme - c_{errpc} (\ln Pc - \ln \bar{Pc})_{-1} + c_{79pc} D79 + c_{85pc} D85 + c_{87pc} D87 \quad (62)$$

$$\Delta \ln ZF = c_{pczf} \Delta \ln Pc + c_{pczf1} \Delta \ln Pc_{-1} + c_{pe9400} D9400 \Delta \ln Peme - c_{errzf} (\ln ZF - \ln \bar{ZFc})_{-1} + c_{82zf} D82 + c_{85zf} D85 + c_{87zf} D87 \quad (63)$$

**TABLEAU 12 - Estimations par MCO des relations de court terme (1976-2000)**

endogène	Δ ln Pi (équation 61)						adj R <sup>2</sup>	DW
	C <sub>75pi</sub>	C <sub>81pi</sub>	C <sub>ppi</sub>	C <sub>pimppi</sub>	C <sub>errpi</sub>			
estimation	0,0353	0,0361	0,6371	0,1485	0,3586	0,8254	1,9459	
écart type	0,0133	0,0124	0,0680	0,0446	0,1595			

endogène	Δ ln Pc (équation 62)							adj R <sup>2</sup>	DW
	C <sub>79pc</sub>	C <sub>85pc</sub>	C <sub>87pc</sub>	C <sub>ppc</sub>	C <sub>pepc</sub>	C <sub>pmpc</sub>	C <sub>errpc</sub>		
estimation	-0,0142	0,0176	0,0179	0,5954	0,0368	0,2755	0,2281	0,9587	1,7260
écart type	0,0065	0,0066	0,0065	0,0827	0,0049	0,0642	0,1094		

endogène	Δ ln ZF (équation 63)							adj R <sup>2</sup>	DW
	C <sub>87zf</sub>	C <sub>82zf</sub>	C <sub>85zf</sub>	C <sub>pczf</sub>	C <sub>pczf1</sub>	C <sub>pe9400</sub>	C <sub>errzf</sub>		
estimation	-0,0101	-0,0200	-0,0182	0,7345	0,1827	-0,0112	0,3629	0,9654	1,2526
écart type	0,0052	0,0059	0,0051	0,0635	0,0557	0,0076	0,0758		

#### d. Données

Les données utilisées proviennent de la base de données du modèle HERMES (à l'exception de la variable  $Pm$ , qui provient de la base de données du modèle NIME). La variable  $Pc$  correspond à la variable  $PCH$  d'HERMES,  $Pimp$  correspond à  $PM$ , la variable  $Peme$  a un intitulé identique dans HERMES et  $Pm$  correspond à la variable  $EU\_PASP$  de NIME.

Le taux de dépréciation du capital,  $\delta$ , est défini comme le rapport entre les amortissements réels du secteur marchand (somme sur les secteurs marchands de la variable  $DPO$ .) et le stock de capital de l'année précédente (somme de la variable  $K$ ). Le prix de l'investissement,  $Pi$ , est défini comme le rapport entre amortissements en valeur ( $DPU$ .) et réels ( $DPO$ ).

### 5. Chômage

La durée moyenne du travail ( $HM$ , exogène) assure le lien entre le volume d'heures (endogène) prestées et l'emploi en têtes dans le secteur privé ( $L$ ):

$$L = \frac{LH}{HM} \quad (64)$$

Le nombre de chômeurs complets indemnisés demandeurs d'emploi fin juin ( $ULCPJ$ ) et le taux de chômage ( $Ur$ ) sont définis en termes d'emploi du secteur privé ( $L$ , endogène), d'emploi indépendant ( $NI$ , exogène), d'emploi public ( $NG$ , exogène) et d'offre de travail ( $N$ , exogène) exprimés en têtes:

$$Ur = \frac{ULCPJ}{ULCPJ + L + NG + NI} \quad (65)$$

$$ULCPJ = N - (L + NG + NI) \quad (66)$$

Les variables  $N$ ,  $NG$ ,  $NI$  et  $ULCPJ$  sont reprises nom pour nom de la banque de données du modèle HERMES.

### 6. Le modèle

Trois catégories de variables exogènes peuvent être distinguées : les variables de politique économique ( $Rp$ ,  $TPC$  et  $TWC$ ); les variables exogènes relatives au marché du travail ( $HM$ ,  $NG$ ,  $NI$  et  $N$ ) et les variables d'environnement international ( $Pm$ ,  $Pimp$ ,  $Peme$  et  $YW$ ).

Le modèle se compose d'un bloc prix (équations 54 et 56 à 63), d'un bloc matching (équations 14 à 16), d'un bloc production (équations 18, 19, 22, 23 et 30 à 32), d'un bloc demande (équations 33 à 37), d'un bloc salaire (équations 46 à 51), et des identités 64 à 66.

## C. Simulation de base dans et hors de la période d'échantillonnage

Le modèle a été simulé à l'intérieur (période 1975-2000) et à l'extérieur (période 2001-2030) de la période d'échantillonnage<sup>1</sup>. Jusqu'en 2000, ce sont les valeurs observées des variables exogènes qui sont utilisées. Ensuite, à partir de 2001, les variables exogènes (y compris  $t$ , le trend temporel) sont maintenues constantes à leur niveau de 2000. Jusqu'en 2000, la simulation teste la précision ex-post du modèle, par la suite elle s'assure de la stabilité dynamique du modèle.

Le tableau 13 présente différents indicateurs de qualité d'ajustement ex-post du modèle (la définition des ces indicateurs est reprise en annexe). Les figures 1 et 2 en offrent un aperçu visuel.

**TABLEAU 13 - Simulation de base à l'intérieur de la période d'échantillonnage (1975-2000)**

variables en niveau	RMSPE	MAE*	TIC	TIC <sup>M</sup>	TIC <sup>S</sup>	TIC <sup>A</sup>
U	0,0694	0,0616	0,0405	0,4553	0,1956	0,3491
WCH	0,0293	0,0209	0,0122	0,4972	0,0213	0,4816
LH	0,0145	0,0109	0,0069	0,4546	0,2475	0,2979
K	0,0179	0,0139	0,0095	0,0824	0,1640	0,7536
P	0,0277	0,0203	0,0118	0,6838	0,0013	0,3149
Y	0,0098	0,0080	0,0050	0,2021	0,1913	0,6065
M	0,1405	0,1098	0,0655	0,0428	0,1172	0,8400
V	0,1435	0,1164	0,0660	0,0845	0,0814	0,8341
UR	0,0741	0,0655	0,0423	0,4555	0,1956	0,3489
ULCPJ	0,0741	0,0655	0,0421	0,4605	0,1846	0,3548
ZF	0,0261	0,0188	0,0117	0,5486	0,0000	0,4514
PI	0,0244	0,0195	0,0116	0,4706	0,0078	0,5216
PC	0,0217	0,0198	0,0105	0,8173	0,0489	0,1339
PK	0,0736	0,0630	0,0375	0,1414	0,0347	0,8239
variables en taux de croissance	RMSE	MAE	TIC	TIC <sup>M</sup>	TIC <sup>S</sup>	TIC <sup>A</sup>
dLWCH	0,0159	0,0138	0,1032	0,0048	0,0181	0,9771
dLLH	0,0066	0,0055	0,1546	0,0004	0,0371	0,9625
dLK	0,0075	0,0063	0,1345	0,0353	0,2631	0,7015
dLP	0,0085	0,0066	0,0922	0,0091	0,0484	0,9425
dLY	0,0069	0,0053	0,1129	0,0016	0,0536	0,9449
dLZF	0,0083	0,0066	0,0928	0,0161	0,1311	0,8528
dLPI	0,0089	0,0069	0,1051	0,0017	0,0068	0,9915
dLPC	0,0071	0,0057	0,0722	0,0246	0,0200	0,9555

RMSPE = root mean square percentage error; RMSE = root mean square error; MAE = mean absolute error; MAE\* = rapport entre le MAE et la moyenne échantillon; TIC = Theil's inequality coefficient (version 1961); TIC<sup>M</sup> = indicateur de l'écart entre les moyennes des séries observées et simulées; TIC<sup>S</sup> = indicateur de l'écart entre les variations (écarts-type) des séries observées et simulées; TIC<sup>A</sup> = indicateur de l'erreur résiduelle de simulation; par construction TIC<sup>M</sup>+TIC<sup>S</sup>+TIC<sup>A</sup>=1 et optimalement TIC<sup>M</sup>=0, TIC<sup>S</sup>=0 en TIC<sup>A</sup>=1; une définition analytique de ces indices est donnée en annexe.

1. Pour les simulations, afin de résoudre le système d'équations formé par le modèle, nous avons eu recours à l'algorithme de Newton intégré dans le logiciel TSP. La présence de variables "anticipées" (relatives à la période  $t+1$ ) dans le bloc matching pose problème dans la mesure où TSP considère les variables endogènes "anticipées" comme exogènes dans la résolution du système d'équations. Il existe deux solutions à ce problème. La première consiste à programmer une procédure itérative qui résout tour à tour le bloc matching et le reste du modèle jusqu'à ce que les résultats de deux itérations successives (sur l'ensemble des deux blocs) soient suffisamment proches. La seconde consiste à retarder d'une période les variables du bloc matching ( $M$ ,  $V$  en  $U$ ).

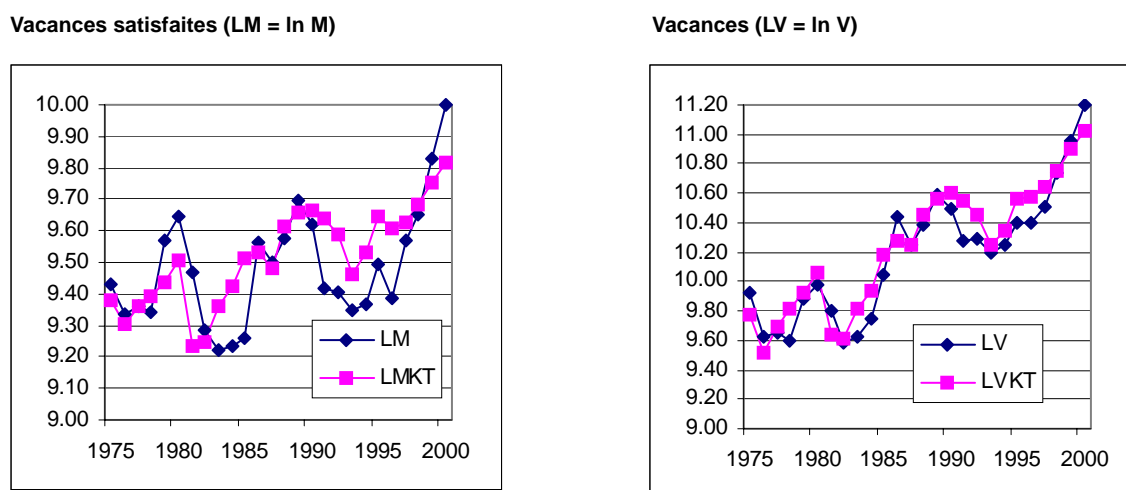
La figure 1 illustre le comportement du modèle à l'intérieur de la période d'échantillonnage en comparant les solutions de court terme du modèle (suffixe 'KT') aux observations. Toutes les séries, à l'exception du taux de chômage, sont exprimées en logarithme. Les différences entre séries simulées et observées reflètent dès lors les erreurs relatives de simulation.

En ce qui concerne les variables en niveau, les différents indicateurs présentés témoignent d'une moindre précision du modèle pour les variables de matching (le RMSPE par exemple, est de 0,14 pour les variables  $M$ - les embauches- et  $V$ - les emplois vacants), les variables de chômage (le RMPSE est d'environ 0,07 pour  $U$ ,  $ULCPJ$  et  $Ur$ ) et le prix du capital (un RMSPE de 0,07 pour  $Pk$ ) que pour les autres variables (les RMSPE sont inférieurs à 0,03).

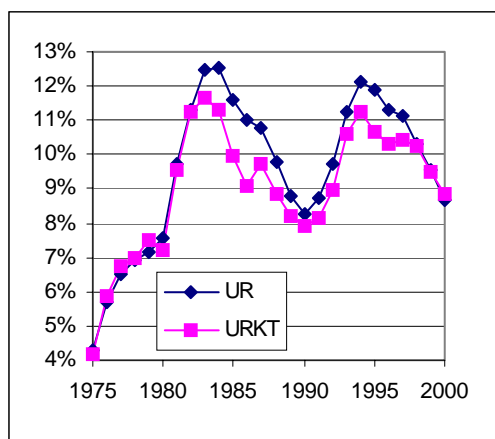
Les valeurs prises par l'indicateur  $TIC^M$  montrent que l'erreur de simulation a dans une faible mesure un caractère systématique pour les variables  $M$  et  $V$  du bloc matching et pour  $K$  la demande de capital (les  $TIC^M$  sont compris entre 4 et 8 %). Par contre, pour les variables du marché du travail emploi, chômage et salaire, la part relative de l'erreur systématique dans l'erreur de simulation est relativement importante (des  $TIC^M$  de 45 à 50 % pour les variables  $LH$ ,  $WCH$ ,  $U$ ,  $ULCPJ$  et  $Ur$ ). Cette impression est confirmée par la figure 1 où apparaît une surestimation temporaire de l'emploi ( $LLHKT$  est supérieur à  $LLH$ ) au milieu des années 80 et 90. A l'exception du prix du capital, les autres variables de prix ( $PI$ ,  $ZF$  et  $PC$ ) sont également caractérisées par des erreurs de simulation dont le caractère systématique est relativement important (les  $TIC^M$  sont compris entre 45 et 80 %).

Les taux de croissance sont généralement simulés de manière moins précise (les  $TIC$  tournent autour de 10 %), mais les erreurs systématiques de simulation commises sur ces taux sont proportionnellement moins importantes (cf.  $TIC^M$  inférieurs à 4 %).

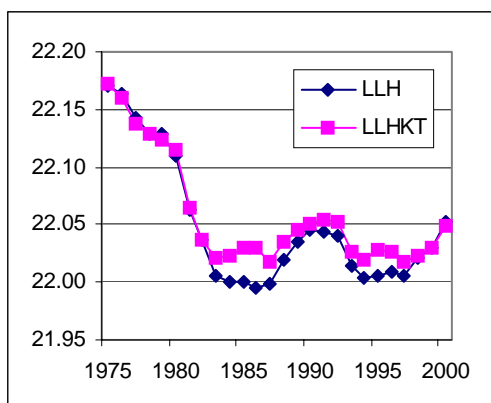
FIGURE 1 - Simulation ex-post sur la période 1975-2000



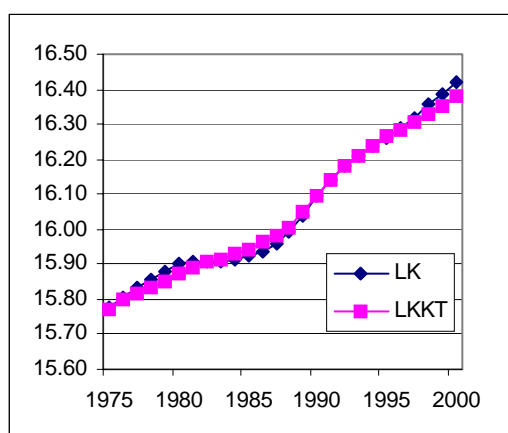
Taux de chômage (UR = Ur)



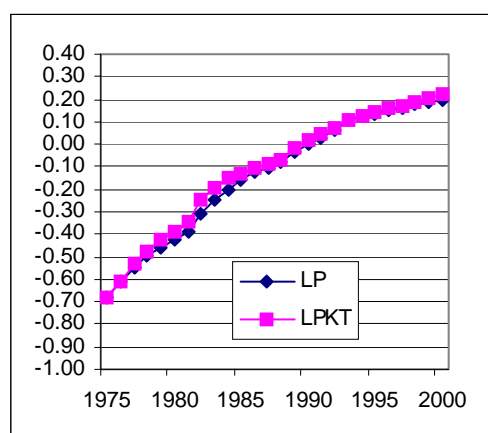
Emploi en heures (LLH = ln LH)



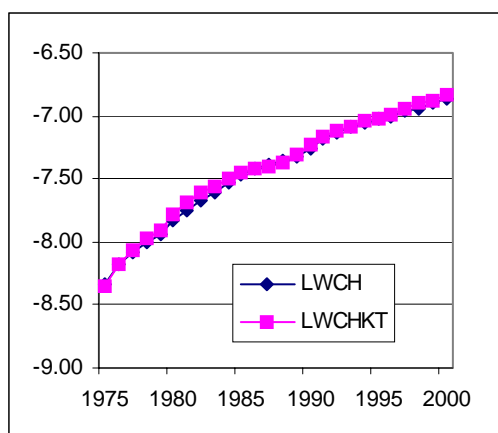
Stock de capital (LK = ln K)



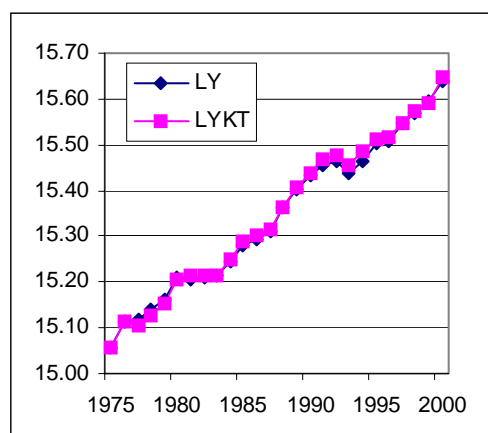
Prix de la valeur ajoutée (LP = ln P)



Salaire coût horaire (LWCH = ln WCH)



Valeur ajoutée (LY = ln Y)



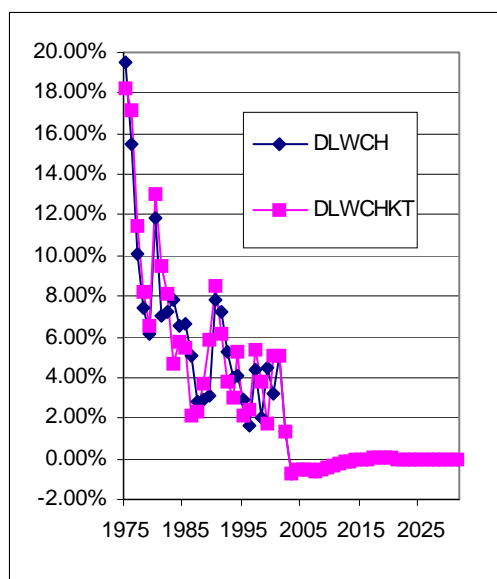
Le suffixe 'KT' fait référence aux séries simulées; les variables (à l'exception du taux de chômage) sont exprimées en logarithme.



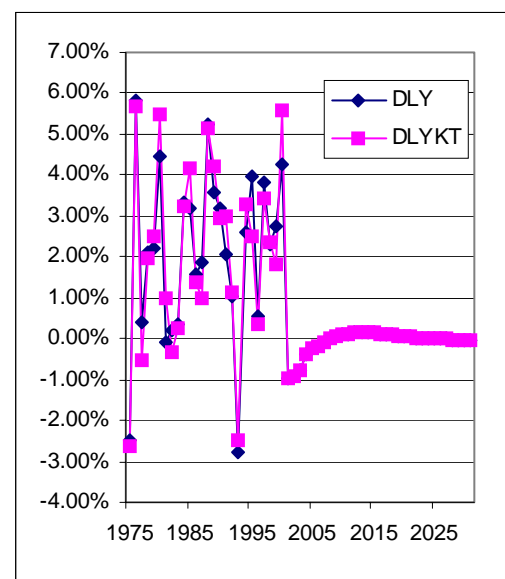
La figure 2 illustre les propriétés dynamiques du modèle. Les taux de croissance tendent progressivement vers 0 à partir du moment où les variables exogènes sont maintenues constantes (l'année 2001). Dès 2005, les principales adaptations à l'équilibre sont réalisées en ce qui concerne l'emploi ( $DLLHKT$ ), le coût salarial ( $DLWCHKT$ ), le prix de la valeur ajoutée ( $DLPKT$ ) et la valeur ajoutée ( $DLYKT$ ). A partir de ce moment, se déroule un processus de convergence pratiquement monotone vers l'équilibre de long terme.

FIGURE 2 - Stabilité dans (1975-2000) et hors de (2001-2030) la période d'échantillonnage

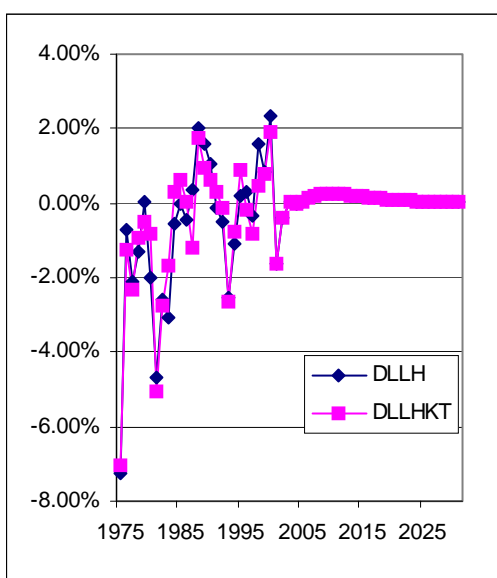
Salaire coût horaire ( $DLWCH = \Delta \ln WCH$ )

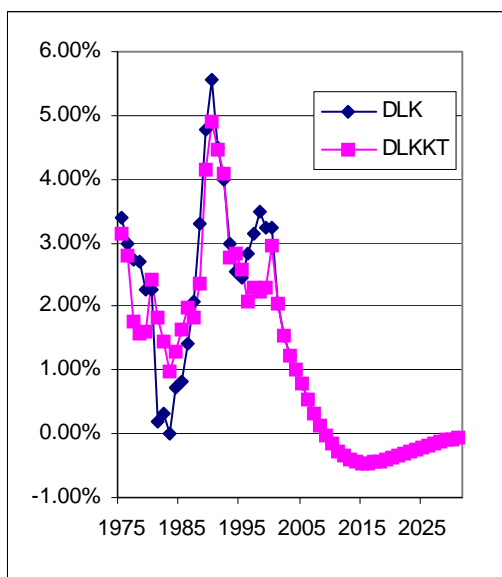
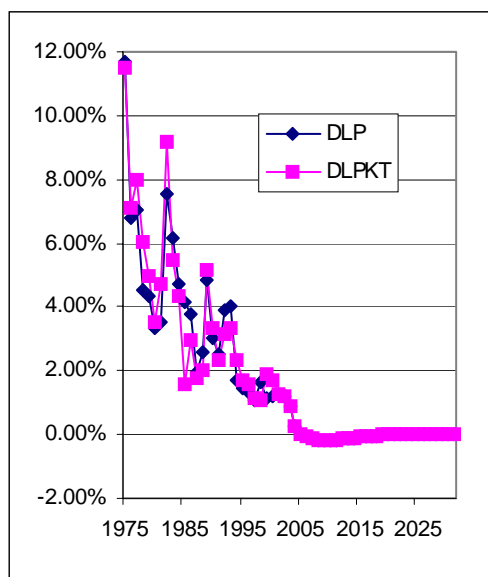


Valeur ajoutée ( $DLY = \Delta \ln Y$ )



Emploi en heures ( $DLLH = \Delta \ln LH$ )



Stock de capital (DLK =  $\Delta \ln K$ )Prix de la valeur ajoutée (DLP =  $\Delta \ln P$ )

Hors période d'échantillonnage les variables exogènes sont maintenues constantes à leur niveau de 2000; le suffixe 'KT' fait référence aux séries simulées.

## D. Application: des chocs permanents dans une économie à l'équilibre stationnaire

L'objectif de cette section est de tester les propriétés du modèle à l'équilibre stationnaire. Pour ce faire, le modèle est simulé sur 200 périodes, à partir de l'année 2001, en fixant la valeur des exogènes à leur valeur de 2000. En 2100, soit après 100 périodes, est introduit un choc.

Cinq chocs sont simulés (cf. les tableaux 30 à 34 en annexe):

- une diminution du taux de cotisations patronales à la sécurité sociale (1 % du coût salarial);
- une réduction du taux de cotisations personnelles à la sécurité sociale ou du taux de prélèvements à l'impôt des personnes physiques (1 % du coût salarial);
- une baisse du taux de remplacement, défini comme le rapport entre l'allocation moyenne de chômage et le taux de salaire net, via une baisse des allocations de chômage (de 1 %);
- une amélioration de l'efficacité du processus d'appariement (de 10 %);
- une hausse de l'offre de travail, regroupant population active occupée et chômeurs complets indemnisés demandeurs d'emploi (de 1 %).

### 1. Diminution de 1 % du taux de cotisations patronales

Une diminution de 1 % du taux de cotisations patronales se traduit par une diminution du salaire coût horaire et une augmentation du salaire net. L'effet sur le salaire coût (-1,31 %) est plus important que l'effet sur le salaire net (+0,71 %), notamment dans la mesure où, dans le court terme, les réductions de cotisations patronales bénéficient davantage à l'employeur (cf. supra).

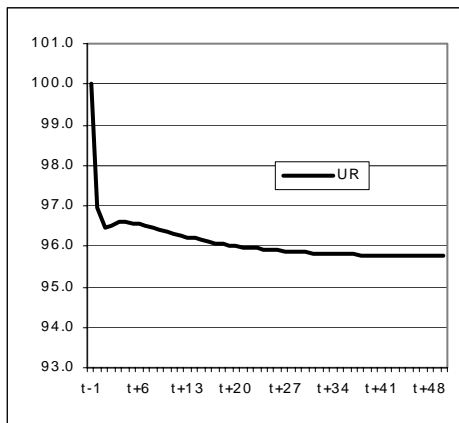
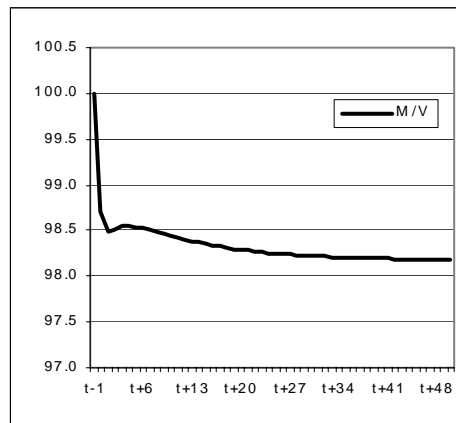
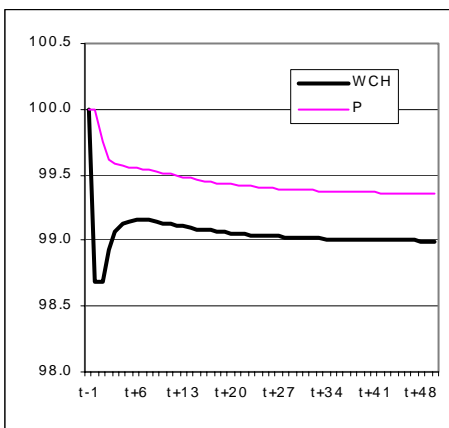
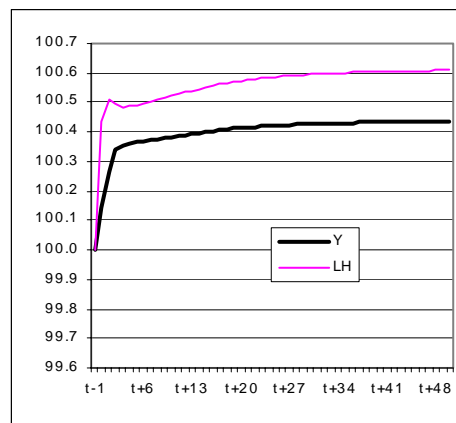
Remarquons que la baisse du salaire coût est accentuée par un effet productivité négatif (baisse de la productivité du travail), un effet chômage positif ne se manifestant qu'avec retard. Cette baisse de productivité constitue également un frein à la hausse du salaire net.

La baisse du salaire coût engendre une croissance de l'emploi (+0,44 % ex-post). La demande (+0,14 %) est stimulée par cette dernière et la croissance du salaire net. Étant donnée la structure de retard de l'équation du prix de la valeur ajoutée, il n'y a pas d'effet de compétitivité immédiat sur la demande (un prix intérieur rendu plus attractif par la baisse de salaire) .

De manière mécanique, la croissance de l'emploi engendre une croissance des embauches (+2,06 %). Les vacances devant être ouvertes afin de réaliser ces embauches s'accroissent dans une proportion plus importante (+3,39 %). Rappelons à ce sujet que la fonction d'embauches s'apparente à une fonction de production à deux facteurs (chômeurs et vacances) à rendements d'échelle constants. À nombre de chômeurs donné, il est dès lors nécessaire d'accroître le nombre de vacances de manière plus que proportionnelle à l'augmentation du nombre d'embauches souhaitée. Par conséquent, la durée moyenne d'une vacance s'accroît (+1,31 %), ce qui explique une décroissance du coût total horaire du travail légèrement moins importante que celle du coût salarial horaire (-1,29 % vs. -1,31 %).

L'année suivant l'introduction du choc, l'impact direct sur le salaire horaire coût est moindre, étant donnée l'élasticité de long terme moins importante du coût salarial par rapport au taux de cotisations patronales. En d'autres termes, le bénéfice de la réduction de cotisations est transféré progressivement de l'employeur (moindre baisse du salaire coût) vers le travailleur (plus forte augmentation du salaire net). Ce raisonnement s'applique aux salaires réels (la décroissance du salaire coût horaire rapporté aux prix de la valeur ajoutée qui est de -1,31 % en  $t$ , n'est plus que de -1,07 % en  $t+1$ ). En termes nominaux, dans la mesure où la baisse de salaire se répercute au travers de la chaîne de prix dans une baisse de l'indice d'indexation des salaires, le salaire horaire nominal n'augmente pas (indice de 98,69 en  $t$  et  $t+1$ ).

Malgré cette augmentation de salaire coût réel, l'emploi augmente encore légèrement (indice 100,44 en  $t$  et 100,51 en  $t+1$ ) sous l'impulsion d'une demande principalement soutenue par des gains de compétitivité. Les variations ultérieures de l'emploi sont marginales.

**FIGURE 3 - Diminution de 1 % du taux de cotisations patronales (à l'équilibre stationnaire)****Taux de chômage  
(t-1=100)****Taux de satisfaction des vacances (M/V)  
(t-1=100)****Salaire coût (WCH) et indices de prix de la valeur ajoutée (P) (t-1=100)****Emploi (LH) et valeur ajoutée (Y) (t-1=100)**

Au nouvel équilibre stationnaire, l'emploi s'est accru de 0,61 % sous l'impulsion d'une croissance de 0,44 % de la demande (des capacités de production) et d'une baisse de 0,36 % du salaire coût réel (valorisé au prix de la valeur ajoutée). Le marché du travail se caractérise également par des frictions accrues: la durée moyenne d'une vacance est allongée de 1,86 %.

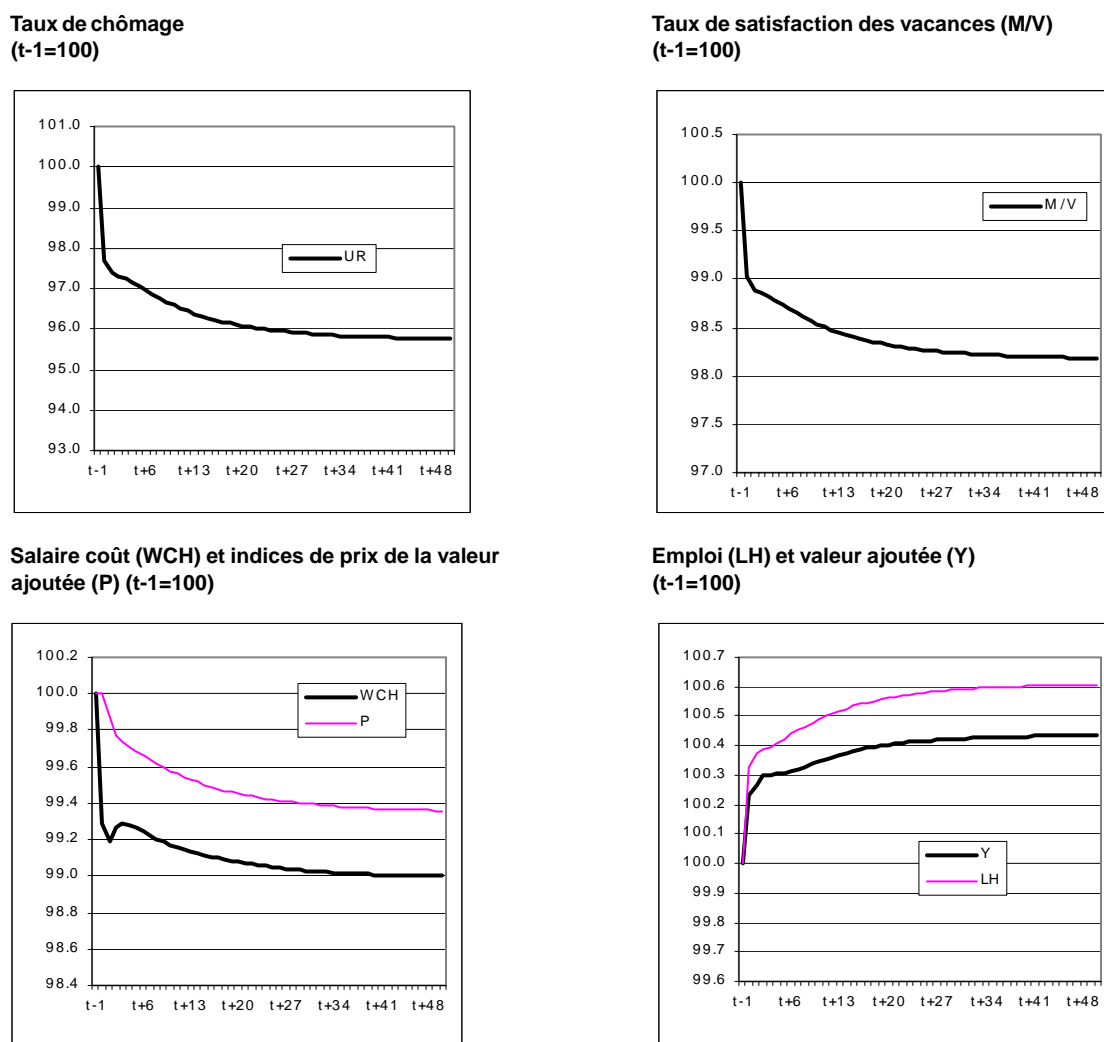
Au niveau du système de prix, la baisse du coût salarial horaire (-1,01 %, au nouvel équilibre stationnaire) entraîne une baisse du prix de la valeur ajoutée (-0,65 %<sup>1</sup>). Cette baisse se traduit par une diminution de -0,56 % du prix de la consommation et de -0,46 % du prix de l'investissement, ce dernier étant plus sensible à l'évolution des prix extérieurs.

1. La baisse du prix d'usage du capital concourt également à cette diminution.

## 2. Diminution de 1 % du taux de cotisations personnelles

L'estimation de l'équation de salaire coût de court terme a montré que ce salaire est davantage influencé par une variation des prélèvements patronaux que personnels. Dans le court terme, une variation des prélèvements personnels se traduit davantage dans une variation de salaire net que de salaire coût. Dans le long terme, l'incidence de ces deux types de prélèvements sur le salaire est identique.

**FIGURE 4 - Diminution de 1 % du taux de cotisations personnelles (à l'équilibre stationnaire)**



Le tableau 30 en annexe montre, l'année de l'introduction du choc, une croissance (ex-post) du salaire net de 1,32 % (pour 0,71 % lors de la simulation précédente) plus importante en termes absolus que la baisse de -0,71 % du salaire coût (-1,31 % précédemment). La croissance de l'emploi est de 0,33 %, elle est davantage soutenue par la demande que précédemment (la croissance de la demande est de 0,23 % pour 0,14 % dans le premier scénario).

L'année suivant l'introduction du choc et les années ultérieures, le phénomène de transfert du bénéfice des cotisations (vers le travailleur) est nettement moins marqué que précédemment, la baisse de cotisations bénéficiant déjà à court terme principalement au travailleur. Alors qu'on observait un indice de salaire coût réel de 98,69 en  $t$  et de 99,93 en  $t+1$  dans le premier scénario, cet indice est stable dans le présent scénario (99,29 en  $t$  et 99,32 en  $t+1$ ). La croissance du salaire coût observée en  $t+2$  (l'indice de salaire coût passe de 99,32 à 99,50 entre  $t+1$  et  $t+2$ ) résulte de la structure de retard de l'équation de salaire, l'évolution du chômage  $y$  apparaissant avec un lag de deux périodes.

Le nouvel équilibre stationnaire a des propriétés identiques à celui de la première simulation.

### 3. Diminution de 1 % du taux de remplacement

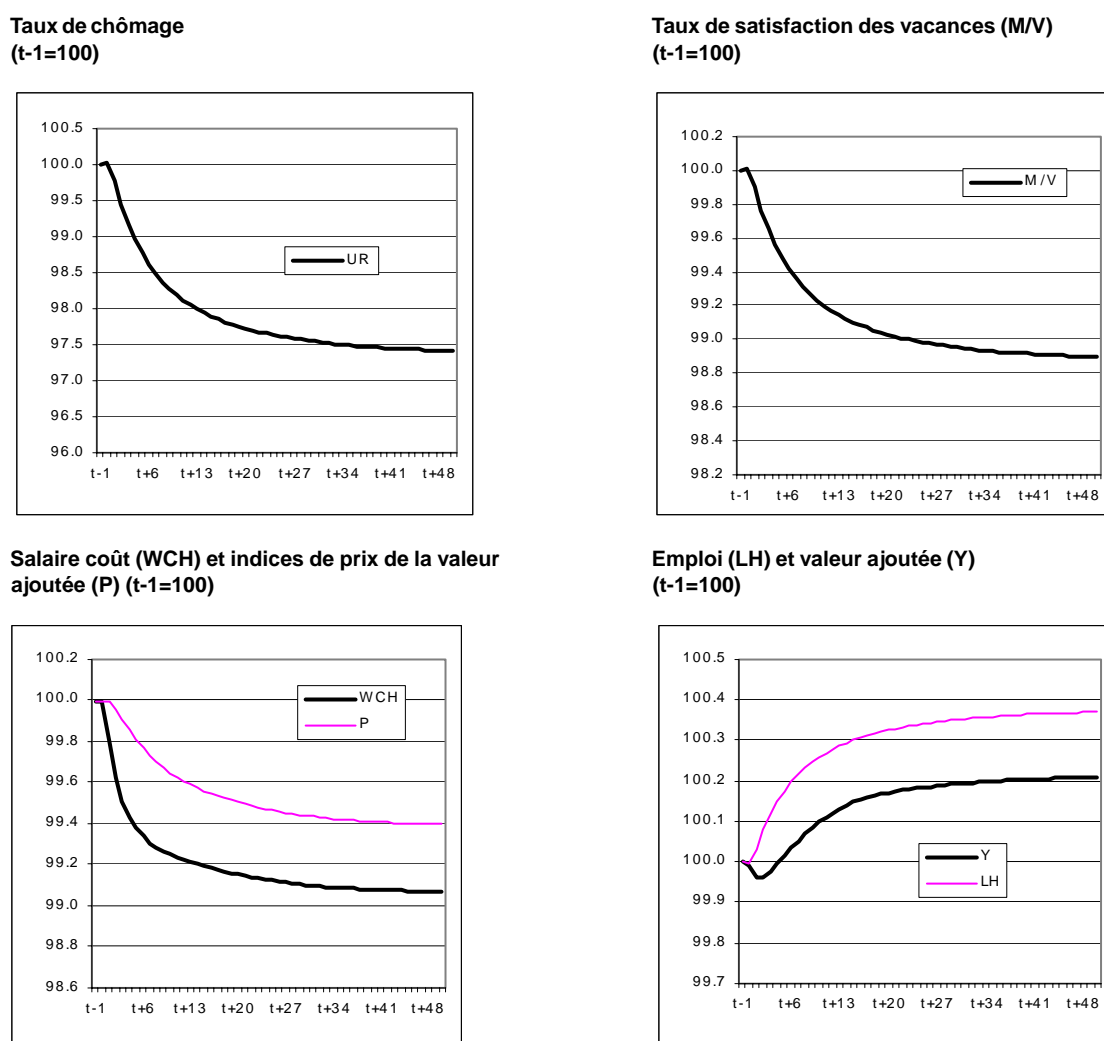
Dans le modèle de négociations salariales collectives, une diminution du taux de remplacement a pour effet direct de tempérer les revendications salariales des travailleurs. Le modèle estimé n'intégrant le taux de remplacement que comme variable explicative du salaire de long terme, les effets de cette modification ne sont apparents qu'en  $t+1$  (via le terme de correction d'erreurs).

A court terme, la baisse du taux de remplacement se traduit par une baisse du salaire coût de -0,21 % (en  $t+1$ ). Cette baisse provoque une croissance de la demande de travail (+0,03 % ex-post), tempérée par l'effet dépressif de la mesure sur la demande (-0,04 %). Le salaire net horaire diminue dans une proportion identique au salaire coût (-0,21 %), la baisse du taux de remplacement induit également une baisse du pouvoir d'achat du chômeur.

La baisse du salaire coût se poursuit jusqu'en  $t+5$ , suite notamment à l'adaptation progressive du salaire à son niveau d'équilibre. Par la suite, l'emploi continue de croître principalement sous l'effet d'une demande accrue soutenue par une baisse des prix intérieurs.

Au nouvel équilibre stationnaire, l'emploi s'est accru de 0,38 %, relativement plus soutenu que dans les scénarios précédents par une baisse du salaire réel (-0,33 %) que par une augmentation de la demande (0,21 %).

FIGURE 5 - Diminution de 1 % du taux de remplacement (à l'équilibre stationnaire)



#### 4. Accroissement de 10 % de l'efficacité du processus d'appariement

Cette simulation est réalisée par modification de l'équation de matching, qui devient:

$$\ln M = 0,1 + \phi \ln PCLD + \tau_{0M} + \tau_1 t + \tau_2 t^2 + \eta \ln U + (1 - \eta) \ln V \quad (67)$$

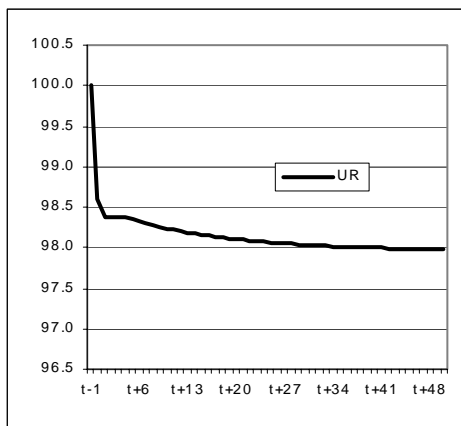
A stocks donnés de chômeurs et de places vacantes, des frictions moins importantes sur le marché du travail génèrent 10 % d'embauches supplémentaires. Ou, en considérant le nombre de chômeurs fixé, un nombre donné d'embauches peut être réalisé en ouvrant  $0,1/(1-\eta)$  pour cent moins de vacances (soit pour  $\eta=0,28$ , 14 % moins de vacances).

L'efficacité accrue du processus d'appariement se traduit par une plus grande probabilité de satisfaire une vacance, c'est-à-dire, une durée moyenne de vacance plus faible (-12,47 %). Cette efficacité accrue se transmet au reste du modèle au travers d'un coût indirect du travail inférieur de -3,80 % (le coût total du travail

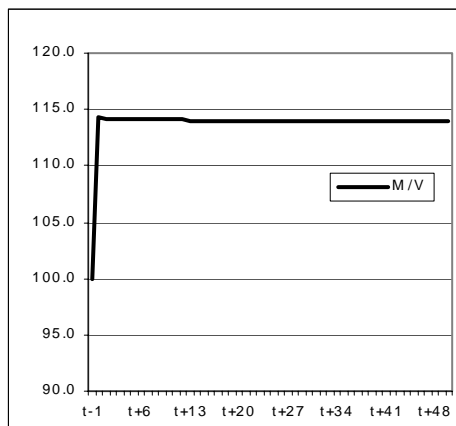
diminue ex-post de -0,35 % en t). Cette baisse du coût du travail stimule l'emploi, de +0,20 % l'année du choc. On constate également une baisse de -0,12 % du salaire direct (consécutif à la baisse de productivité engendrée par la croissance de l'emploi).

**FIGURE 6 - Accroissement de 10 % de l'efficacité du processus d'appariement (à l'équilibre stationnaire)**

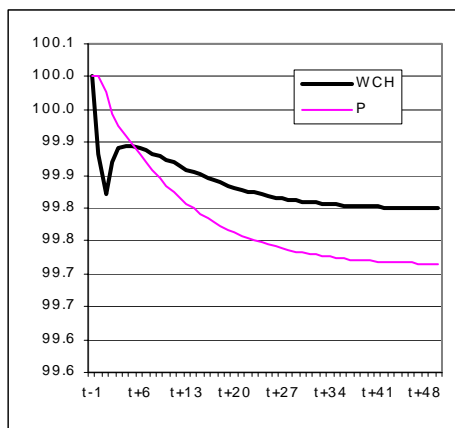
**Taux de chômage (t-1=100)**



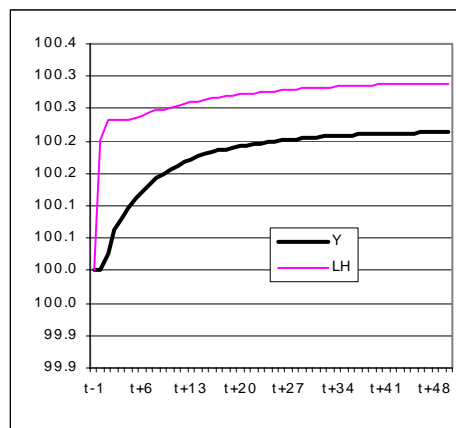
**Taux de satisfaction des vacances (M/V) (t-1=100)**



**Salaire coût (WCH) et indices de prix de la valeur ajoutée (P) (t-1=100)**



**Emploi (LH) et valeur ajoutée (Y) (t-1=100)**



Les ajustements ultérieurs sont marginaux. La croissance de l'emploi est légèrement soutenue par des gains de compétitivité, induits par un ajustement progressif du prix de la valeur ajoutée à son nouveau niveau d'équilibre déterminé notamment par la baisse du coût indirect du travail.

Au nouvel équilibre stationnaire, l'emploi a cru de +0,29 % conséquence, d'une part, d'une baisse du prix du travail (de -0,43 %) qui s'observe davantage dans sa composante indirecte (-3,81 %) que dans sa composante directe (le salaire coût nominal baisse de -0,20 %) et, d'autre part, d'une augmentation de la demande (de +0,21 %) suivant principalement des gains de compétitivité (le prix de la valeur ajoutée baisse de -0,29 %).

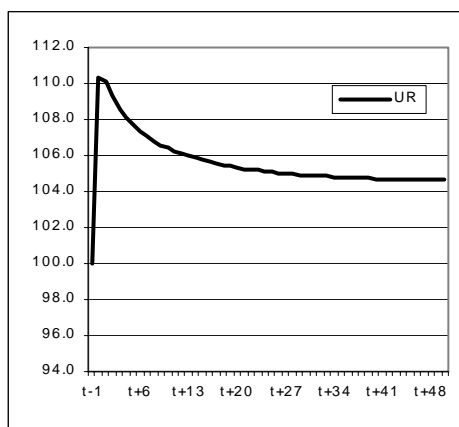


## 5. Augmentation de 1 % de l'offre de travail

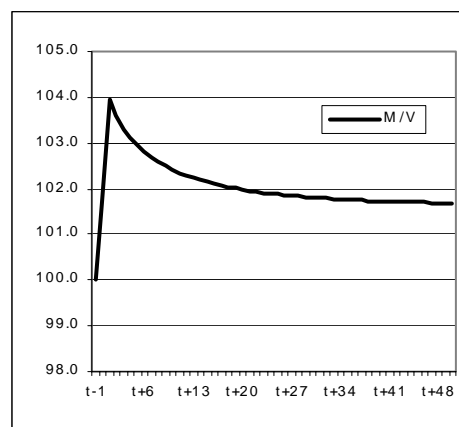
Cette augmentation se traduit ex-ante par une augmentation du nombre de chômeurs et donc du taux de chômage. L'effet de la croissance du taux de chômage ne se manifeste qu'avec un retard de deux périodes sur le salaire coût. Par contre, l'augmentation du nombre de chômeurs a un impact immédiat sur le processus d'appariement: moins de vacances doivent être ouvertes afin d'effectuer un nombre d'embauches équivalents. Dans cette optique les 2 premières années de simulation s'apparentent à la simulation précédente. A cet effet de matching, s'ajoute un effet de demande étant donné que les "nouveaux chômeurs" sont supposés être indemnisés.

FIGURE 7 - Augmentation de 1 % de l'offre de travail (à l'équilibre stationnaire)

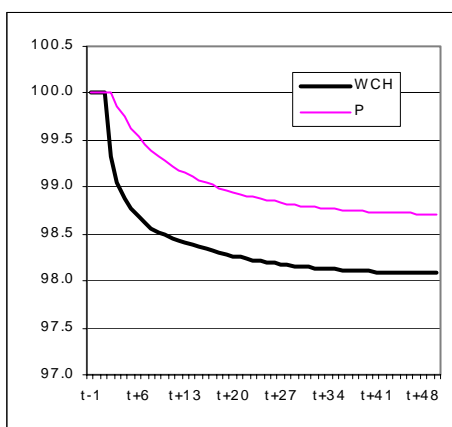
Taux de chômage  
(t-1=100)



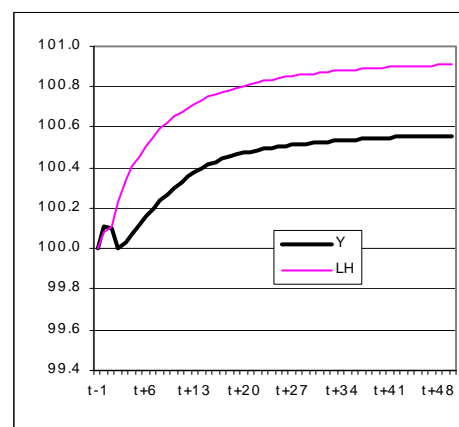
Taux de satisfaction des vacances (M/V)  
(t-1=100)



Salaire coût (WCH) et indices de prix de la valeur ajoutée (P) (t-1=100)



Emploi (LH) et valeur ajoutée (Y) (t-1=100)



A partir de la deuxième année de simulation, le salaire coût diminue de 0,67 % (ex-post) entraînant une croissance de l'emploi de 0,23 % (pour une croissance de 0,12 % en t). Cette baisse du salaire coût se manifeste à nouveau aussi bien en termes nominaux que réels en t+3 (respectivement -0,96 % et -0,83 %) et y constitue le principal moteur de la croissance de l'emploi. Par la suite, la croissance de l'em-

ploi est davantage soutenue par la croissance de la demande, stimulée par des gains de compétitivité.

Au nouvel équilibre stationnaire, la croissance de l'emploi est de +0,92 %. Les capacités de production se sont accrues de +0,57 %. Le salaire coût nominal a baissé de -1,94 % et le prix de la valeur ajoutée de -1,31 %. La durée moyenne d'une vacance a également décliné de -1,63 %. La croissance du taux de chômage est de +4,55 %, pour une croissance ex-ante de plus de 10 %.



## Version 2: facteur travail homogène, matching endogène et ratio chômeurs-postes vacants dans l'équation de salaire

### A. Similitudes et différences par rapport à la première version

La présentation de la deuxième version du modèle s'effectuera en trois étapes. La première est consacrée aux résultats d'estimation (section B). La deuxième présente une simulation de base dans et hors de la période d'échantillonnage (section C). Dans la troisième sont menées une série de simulations de politique d'emploi et de chocs exogènes dans une économie à l'équilibre stationnaire (section D).

La structure générale de cette version du modèle est identique à celle de la première version. Elle se compose d'un bloc "production", d'un bloc "matching", d'un bloc "salaire" et d'un bloc "prix". Comme précédemment une distinction nette est effectuée entre équilibre de court et de long terme.

Par contre, dans cette version du modèle, on part de l'hypothèse que la formation des salaires se fait dans le cadre de la théorie du "job search". Le salaire ne s'inscrit plus dans le cadre d'un processus de négociation salariale collective, mais résulte d'une négociation sur le partage d'une rente générée par l'existence de coûts de recherche d'un emploi et d'un travailleur. La dérivation formelle d'une équation de salaire dans un tel cadre théorique n'est pas effectuée (voir à ce sujet Pissarides (1998) ou Cahuc et Zylberberg (2001)), nous nous contenterons d'en donner l'intuition.

### B. Estimations

#### 1. La formation des salaires

La théorie du "job search" repose sur l'idée que la recherche d'un travailleur (par un employeur) ou d'un emploi (par un demandeur d'emploi) est un processus coûteux. Par conséquent, l'entreprise dont un poste de travail est occupé et l'individu occupant un emploi bénéficient d'un avantage sur les autres acteurs du marché du travail dans la mesure où ils ne doivent plus s'investir dans un processus de recherche coûteux. Les coûts de recherche génèrent donc une rente. La négociation salariale reflète le partage de cette rente. Plus il est facile pour une en-

treprise (un travailleur) de pourvoir une vacance (trouver un nouvel emploi), plus elle (il) s'approprie une part importante de la rente et plus le salaire négocié sera proche du (supérieur au) "salaire externe" (ce que le travailleur pourrait obtenir s'il quittait son emploi, en ce compris - de manière temporaire- une allocation de chômage).

La fonction de matching décrite précédemment (équation 1) permet de définir la probabilité qu'a un individu de trouver un nouvel emploi, soit:

$$\frac{M}{U} = \theta q(\theta) \tag{68}$$

Le salaire dépend positivement du rapport entre, d'une part, la probabilité qu'un individu a de trouver un emploi et, d'autre part, la probabilité qu'une entreprise a de pourvoir un emploi vacant, soit sous forme analytique  $\theta q(\theta)/q(\theta) = \theta = V/U$ . En définissant *VFAJ* et *ULCP* comme les moyennes sur l'année civile respectivement des vacances mensuelles et du nombre de CCI-DE inscrits en fin de mois, on peut aboutir à l'équation linéaire de salaire suivante:

$$\ln \overline{WCH} = \ln P + \ln \frac{Y}{LH} + c_T \ln T + c_{Rp} \ln Rp + c_{UrVr} \frac{ULCP}{VFAJ} \tag{69}$$

Les coefficients relatifs au prix de la valeur ajoutée (*P*) et à la productivité (*Y/LH*) sont, comme dans la version précédente de l'équation, contraints à l'unité. Le tableau 14 reprend les résultats d'estimation de cette équation (sur la période 1971-2000). En comparaison avec l'équation de salaire de la première version du modèle (voir tableau 7), l'élasticité estimée par rapport au coin salarial est plus faible (0,20 par rapport à 0,30) alors que celle par rapport au taux de remplacement est plus élevée.

A court terme l'équation de salaire, intégrant à présent le taux de remplacement mais plus d'indicateur de tensions sur le marché du travail (en l'occurrence, le ratio entre *ULCP* et *VFAJ*), est:

$$\begin{aligned} \Delta \ln WCH = & \Delta \ln ZF + c_1 \Delta \ln Rp + c_2 \Delta \ln \frac{Y}{LH} + c_4 \Delta \ln TWB + c_5 \Delta \ln TPC \\ & + c_6 (\ln WCH - \ln \overline{WCH})_{-1} \end{aligned} \tag{70}$$

Le tableau 15 présente les résultats de l'estimation de cette équation de court terme (sur la période 1973-2000). En comparaison avec l'équation de court terme de la première version du modèle, le salaire est davantage sensible aux évolutions de la productivité, les élasticités par rapport aux taux de prélèvements sont par contre d'un ordre de grandeur similaire.

**TABLEAU 14 - Estimation par MCO de l'équation de salaire de long terme (1971-2000)**

endogène	ln( $\overline{WCH}$ )					adj R <sup>2</sup>	DF
variable explicative	ln(P)	ln(Y/LH)	ln (T)	ln(Rp)	(ULCP/VFAJ) <sub>-1</sub>		
paramètre			c <sub>T</sub>	c <sub>Rp</sub>	c <sub>UrVr</sub>		
estimation	1,0000	1,0000	0,1835	0,5232	-0,0016	0,9974	-4,8591
écart-type	-	-	0,0326	0,0321	0,0007		

équation 69:  $\overline{WCH}$  = salaire coût horaire de long terme, *P* = prix de la valeur ajoutée du secteur marchand, *Rp* = taux de remplacement, *ULCP* = CCI-DE, *VFAJ* = vacances, *T* = coin salarial = (WEDGE-1)/WEDGE, WEDGE = (PC/P)/(1-TP-TWC), *TP* = taux de cotisations patronales (en % du salaire coût), *TWC* = taux de prélèvement à l'IPP + taux de cotisations personnelles à la sécurité sociale (en % du salaire coût); *PC* = indice des prix à la consommation, *DF* = statistique de Dickey-Fuller.

**TABLEAU 15 - Estimation par MCO de l'équation de salaire de court terme (1973-2000)**

endogène variable explicative	$\Delta \ln WCH$							adj R <sup>2</sup>	DW
	$\Delta \ln ZF$	D74	$\Delta \ln RP_{-1}$	$\Delta \ln Y/LH$	$\Delta \ln TWB$	$\Delta \ln TPC$	ECT <sub>-1</sub>		
paramètre			c <sub>1</sub>	c <sub>2</sub>	c <sub>4</sub>	c <sub>5</sub>	c <sub>6</sub>		
estimation	1,0000	0,0374	0,0350	0,8360	0,1524	0,2249	-0,2795	0,9025	1,6420
écart-type	-	0,0171	0,0576	0,0981	0,0884	0,1048	0,1271		

équation 70:  $WCH$  = salaire coût horaire de court terme,  $\overline{WCH}$  = salaire coût horaire de long terme,  $Rp$  = taux de remplacement,  $TPC$  = taux de cotisations patronales (en % du salaire coût),  $TWB$  = taux de prélèvement à l'IPP + taux de cotisations personnelles à la sécurité sociale (en % du salaire brut),  $ZF$  = indice d'indexation des salaires du secteur privé,  $ECT$  = terme de correction d'erreurs =  $\ln(WCH) - \ln(\overline{WCH})$ , D74: variable binaire pour 1974.

## 2. Vacances et chômage

Le concept de chômage utilisé dans l'équation de salaire ( $ULCP$ , moyenne sur l'année civile) et celui utilisé dans l'équation de matching ( $U$ , moyenne de juin à mai) sont reliés par l'équation:

$$\ln U = c_{lu0} + c_{lu84} D_{84} + c_{lum} \ln \left( \frac{ULCP + ULCP_{t+1}}{2} \right) + c_{dlu} \Delta \ln ULCP_{t+1} \quad (71)$$

dont les résultats d'estimation sont repris au tableau 16.

**TABLEAU 16 - Estimation par MCO de l'équation reliant U et ULCP (1970-2000)**

endogène paramètre	ln U (équation 71)				adj R <sup>2</sup>	DW
	c <sub>lu0</sub>	c <sub>lu84</sub>	c <sub>lum</sub>	c <sub>dlu</sub>		
estimation	0,2687	0,0290	0,9791	-0,1189	0,9991	2,1164
écart-type	0,0771	0,0182	0,0060	0,0273		

De manière analogue, une équation relie les deux concepts de vacances utilisés (soit  $V$  dans le bloc matching et  $VFAJ$  dans l'équation de salaire):

$$VFAJ_t = v_c + v_v V_t + v_{v1} V_{t-1} \quad (72)$$

Les résultats d'estimation de cette équation sont donnés au tableau 17:

**TABLEAU 17 - Estimation par MCO de l'équation reliant VFAJ et V (1971-2000)**

endogène paramètre	VFAJ (équation 72)			adj R <sup>2</sup>	DW
	v <sub>c</sub>	v <sub>v</sub>	v <sub>v1</sub>		
estimation	-988,4	0,5689	0,4645	0,9905	2,7713
écart-type	650,9	0,0440	0,0523		

### 3. Chômage

Le nombre de CCI-DE ( $ULCP$ ) et le taux de chômage ( $Ur$ ) sont définis en termes d'emploi du secteur privé ( $L$ , endogène), d'emploi indépendant ( $NI$ , exogène), d'emploi public ( $NG$ , exogène) et d'offre de travail ( $N$ ) exprimés en têtes:

$$Ur = \frac{ULCP}{ULCP + L + NG + NI} \quad (73)$$

$$ULCP = N - (L + NG + NI) \quad (74)$$

### 4. Le modèle

Comparativement à la première version, dans le bloc matching, l'équation 16 est remplacée par l'équation 71 et l'équation 72 est ajoutée. Dans le bloc salaire, les équations 46 et 47 font place aux équations 69 et 70; les identités 73 et 74 se substituent aux identités 65 et 66.

## C. Simulation de base dans et hors de la période d'échantillonnage

Le modèle est simulé à l'intérieur (années 1975 à 2000) et à l'extérieur (années 2001 à 2030) de la période d'échantillonnage. Jusqu'en 2000, ce sont les valeurs observées des variables exogènes qui sont utilisées. Ensuite, à partir de 2001, les variables exogènes (y compris  $t$ , le trend temporel) sont maintenues constantes à leur niveau de 2000. Jusqu'en 2000, la simulation teste la précision ex-post du modèle, par la suite elle s'assure de la stabilité dynamique du modèle.

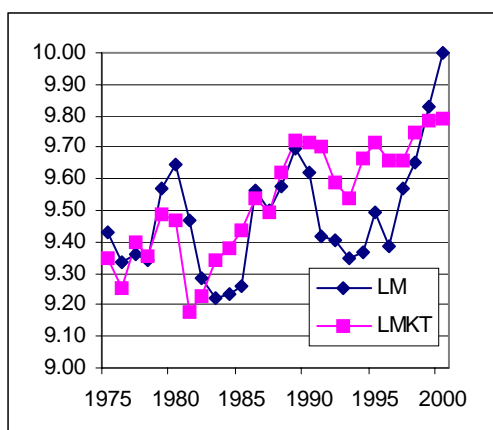
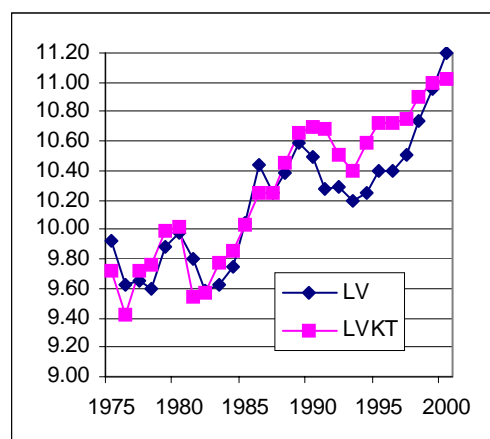
Le tableau 18 présente différents indicateurs de la qualité d'ajustement ex-post du modèle; la figure 8 en offre un aperçu visuel. La dynamique du modèle dans et hors de la période d'échantillonnage est illustrée à la figure 9.

En ce qui concerne les variables en niveau et d'après les différents indicateurs, cette deuxième version semble arriver à un degré de précision ex-post légèrement supérieur à la première version du modèle. Dans les deux modèles, un écart persistant entre séries observées et simulées d'emploi (cas de surestimation) et de chômage (sous-estimation dès lors) est observé au milieu des années 80 et 90. Ces phénomènes sont d'une importance relative similaire dans les deux versions, comme en attestent les coefficients  $TIC^M$  (équivalents, pour les variables  $U$  et  $LH$ , à 45 % dans la première version du modèle, à 47 % dans cette version-ci). L'importance relative de l'erreur systématique est moindre pour  $Y$  ( $TIC^M$  passe de 20 % à 8 %). Par contre, elle s'accroît pour  $K$  ( $TIC^M$  passant de 8 % à 20 %) et  $TENS$  ( $TIC^M$  valent 1 % et 52 %). En ce qui concerne les taux de croissance, les indicateurs d'ajustement ex-post sont d'un ordre de grandeur comparable dans les deux versions du modèle.

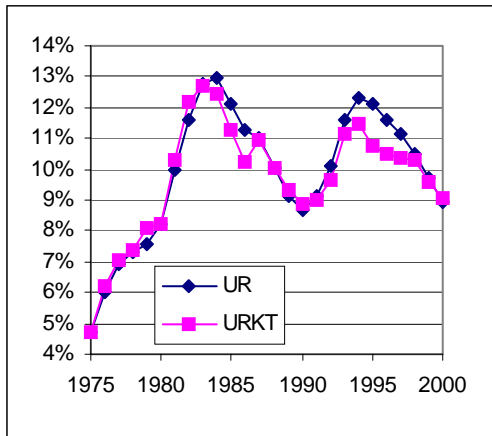
**TABLEAU 18 - Simulation de base à l'intérieur de la période d'échantillonnage (1975-2000)**

variables en niveau	RMSPE	MAE*	TIC	TIC <sup>M</sup>	TIC <sup>S</sup>	TIC <sup>A</sup>
U	0,0597	0,05306	0,0354	0,4690	0,2311	0,2998
WCH	0,0307	0,02345	0,0131	0,1095	0,0273	0,8632
LH	0,0124	0,00922	0,0059	0,4735	0,1424	0,3840
K	0,0199	0,01595	0,0112	0,1984	0,2333	0,5683
P	0,0240	0,01620	0,0102	0,5186	0,0324	0,4489
Y	0,0086	0,00713	0,0042	0,0808	0,1096	0,8096
M	0,1383	0,10902	0,0654	0,0233	0,0974	0,8793
V	0,1309	0,10849	0,0644	0,0301	0,0955	0,8744
UR	0,0601	0,05336	0,0346	0,4735	0,1975	0,3290
ULCP	0,0601	0,05363	0,0349	0,4702	0,2014	0,3284
ZF	0,0216	0,01446	0,0094	0,5173	0,0149	0,4678
PI	0,0241	0,01994	0,0118	0,2922	0,0225	0,6852
PC	0,0184	0,01622	0,0088	0,7766	0,0255	0,1979
PK	0,0733	0,06299	0,0374	0,1102	0,0279	0,8619
variables en taux de croissance	RMSE	MAE	TIC	TIC <sup>M</sup>	TIC <sup>S</sup>	TIC <sup>A</sup>
dLWCH	0,0210	0,0179	0,1372	0,0013	0,0011	0,9976
dLLH	0,0070	0,0057	0,1623	0,0003	0,0300	0,9697
dLK	0,0077	0,0063	0,1378	0,0511	0,2591	0,6898
dLP	0,0078	0,0059	0,0850	0,0024	0,0536	0,9440
dLY	0,0077	0,0061	0,1263	0,0012	0,0456	0,9531
dLZF	0,0073	0,0059	0,0825	0,0085	0,1189	0,8726
dLPI	0,0092	0,0073	0,1088	0,0051	0,0035	0,9914
dLPC	0,0069	0,0058	0,0707	0,0131	0,0168	0,9701

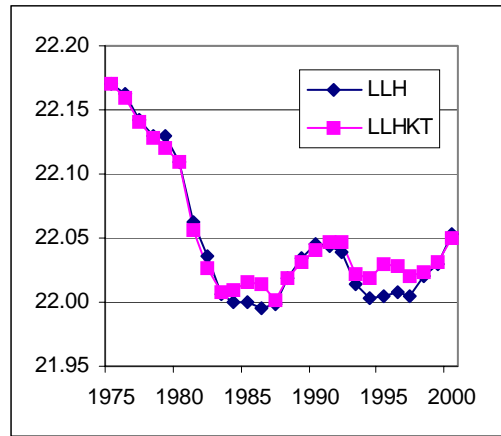
RMSPE = root mean square percentage error; RMSE = root mean square error; MAE = mean absolute error; MAE\* = rapport entre le MAE et la moyenne échantillon; TIC = Theil's inequality coefficient (version 1961); TIC<sup>M</sup> = indicateur de l'écart entre les moyennes des séries observées et simulées; TIC<sup>S</sup> = indicateur de l'écart entre les variations (écarts-type) des séries observées et simulées; TIC<sup>A</sup> = indicateur de l'erreur résiduelle de simulation; par construction TIC<sup>M</sup>+TIC<sup>S</sup>+TIC<sup>A</sup>=1 et optimalement TIC<sup>M</sup>=0, TIC<sup>S</sup>=0 et TIC<sup>A</sup>=1; une définition analytique de ces indices est donnée en annexe.

**FIGURE 8 - Simulation ex-post sur la période 1975-2000****Vacances satisfaites (LM = ln M)****Vacances (LV = ln V)**

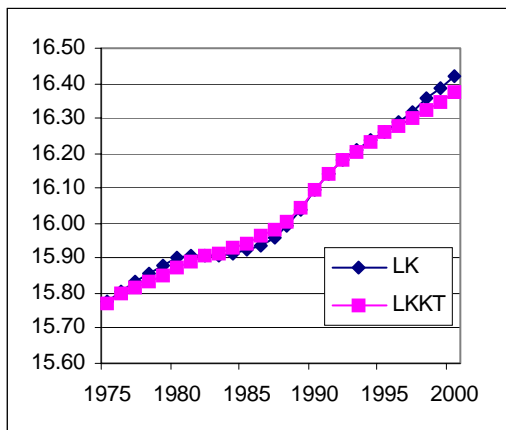
Taux de chômage (UR = Ur)



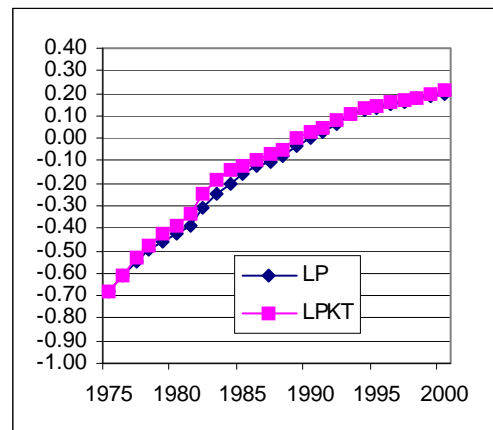
Emploi en heures (LLH = In LH)



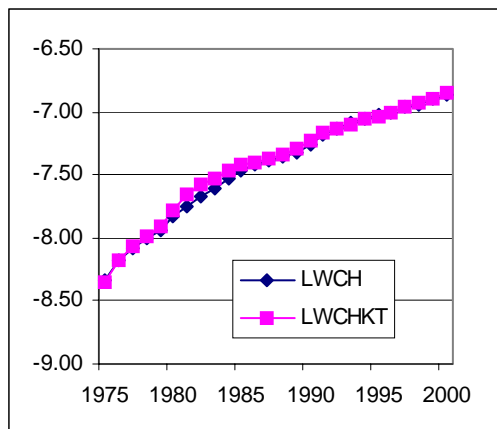
Stock de capital (LK = In K)



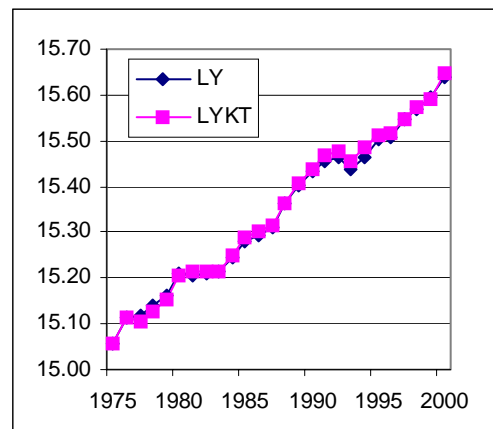
Prix de la valeur ajoutée (LP = In P)



Salaire coût horaire (LWCH = In WCH)



Valeur ajoutée (LY = In Y)



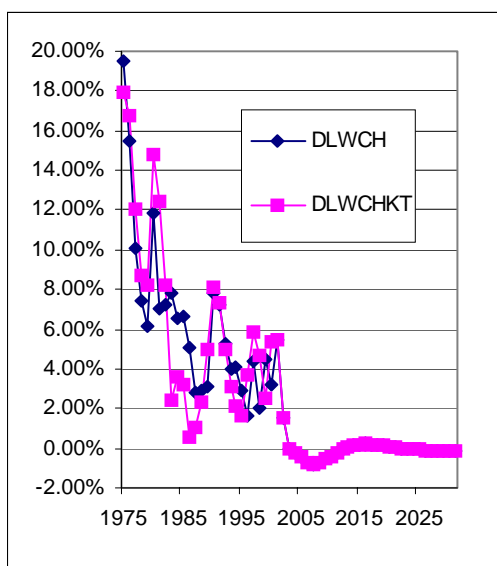
Le suffixe 'KT' fait référence aux séries simulées; les variables (à l'exception du taux de chômage) sont exprimées en logarithme.

La figure 9 illustre les propriétés dynamiques du modèle. Les taux de croissance tendent progressivement vers 0 à partir du moment où les variables exogènes sont maintenues constantes (l'année 2001). Comme dans la première version du modèle, dès 2005, les principaux mouvements vers l'équilibre de long terme sont réalisés.

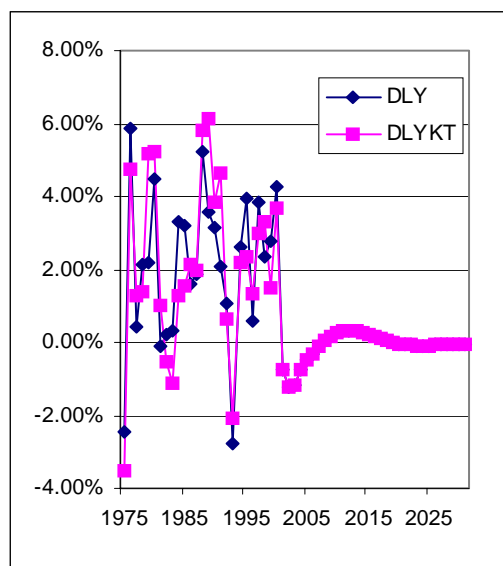


FIGURE 9 - Stabilité dans (1975-2000) et hors de (2001-2030) la période d'échantillonnage

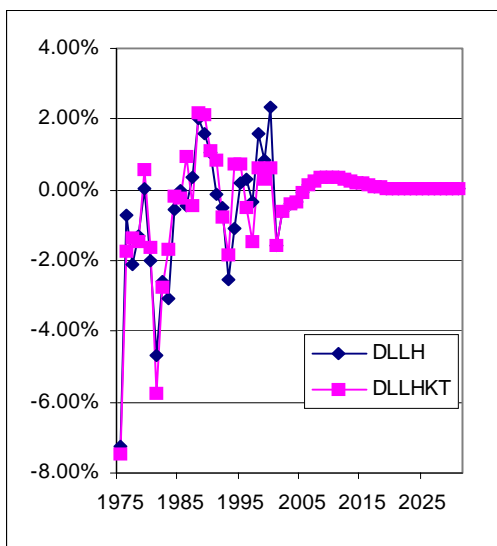
Salaire coût horaire (DLWCH =  $\Delta \ln WCH$ )



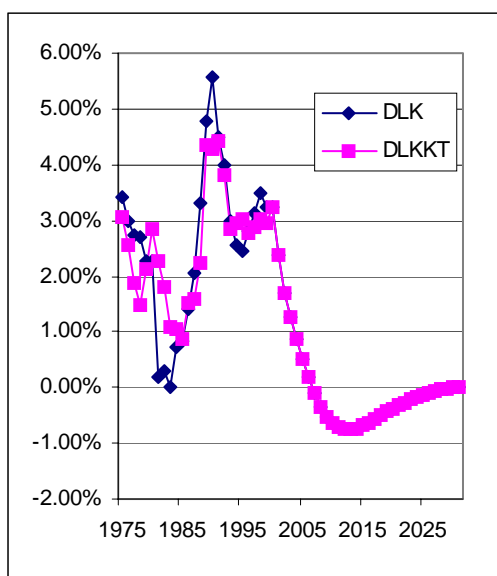
Valeur ajoutée (DLY =  $\Delta \ln Y$ )



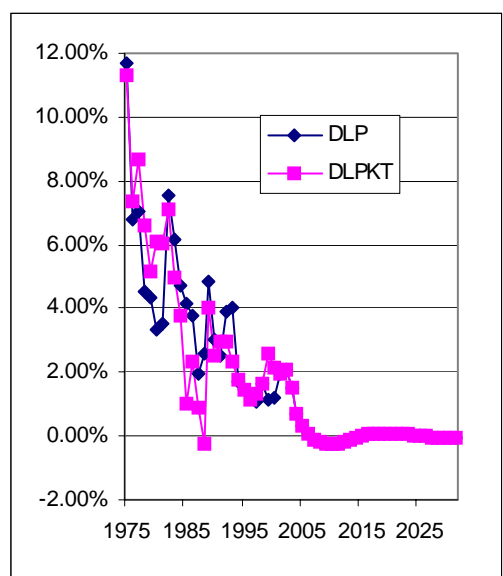
Emploi en heures (DLLH =  $\Delta \ln LH$ )



Stock de capital (DLK =  $\Delta \ln K$ )



Prix de la valeur ajoutée (DLP =  $\Delta \ln P$ )



Hors période d'échantillonnage les variables exogènes sont maintenues constantes à leur niveau de 2000; le suffixe 'KT' fait référence aux séries simulées.

## D. Application: des chocs permanents dans une économie à l'équilibre stationnaire

L'objectif est de tester les propriétés du modèle à l'équilibre stationnaire. Pour ce faire, chaque choc est introduit dans le modèle au terme de 100 années de simulation (cf. les tableaux 34 à 38 en annexe). Le commentaire s'attache principalement à mettre en avant les différences observées avec la première version du modèle.

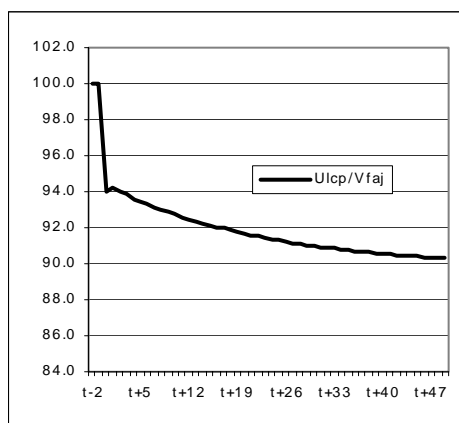
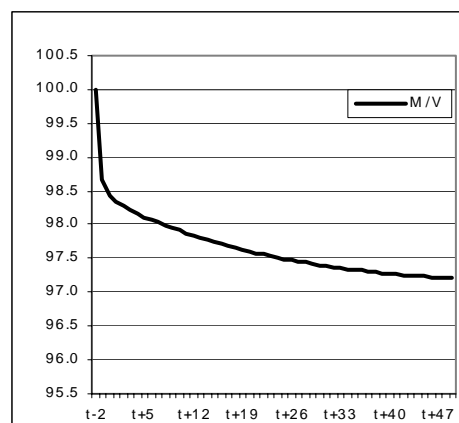
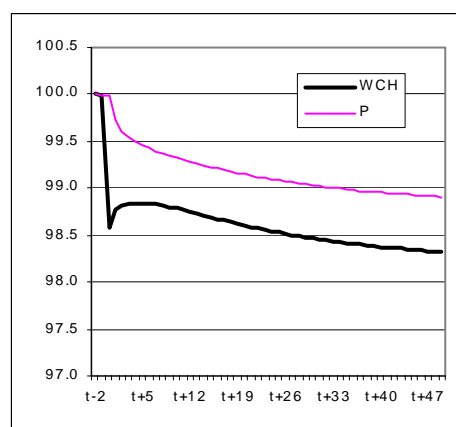
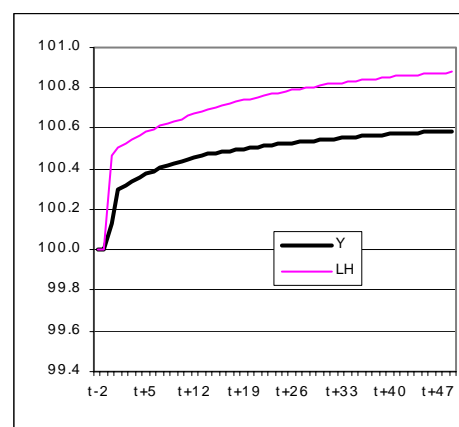
### 1. Diminution de 1 % du taux de cotisations patronales

Comparativement à la première version du modèle, il est important de noter d'une part que l'élasticité du salaire coût par rapport au coin salarial est plus faible dans cette version (0,2 contre 0,3 dans la version antérieure), d'autre part que la convergence vers le salaire d'équilibre se fait plus lentement. Les élasticités de court terme par rapport aux taux de prélèvements sont similaires. Ex-ante, le salaire coût nominal devrait connaître une moindre décroissance à long terme. Néanmoins la convergence vers cet équilibre se ferait plus lentement, partant d'un effet initial (ex-ante) identique.

La première année de simulation, la baisse de cotisations patronales se traduit par une diminution du salaire coût de -1,40 %, baisse légèrement plus importante que dans la première version du modèle. Cette différence est due à la plus grande sensibilité du salaire aux variations de productivité dans le présent modèle.

Les années suivantes, l'emploi continue à croître de manière plus sensible que dans l'autre modèle. C'est le résultat notamment d'une moins grande sensibilité du salaire coût aux tensions sur le marché du travail. L'accroissement des tensions sur le marché du travail, lié à l'augmentation de l'emploi, attise moins les revendications salariales. Cet effet fait plus que compenser la moindre sensibilité du salaire au coin salarial.

Au nouvel équilibre stationnaire, l'emploi a crû davantage que dans le premier modèle (+0,93 % contre +0,61 %), la décroissance du salaire y contribue de manière plus importante que la croissance de la demande dans ce modèle que dans le premier modèle. Cette première est de -0,61 % (en termes réels) dans ce modèle pour -0,36 % précédemment, la croissance de la demande étant respectivement de +0,62 % et de +0,44 %. Le rapport entre vacances et chômeurs, indicateur dans cette version des tensions sur le marché du travail, a crû de +11,38 %.

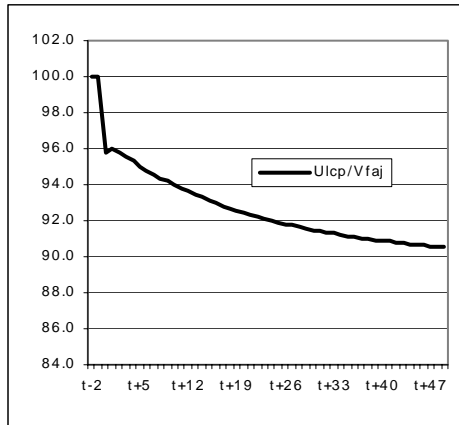
**FIGURE 10 - Diminution de 1 % du taux de cotisations patronales (à l'équilibre stationnaire)****Rapport chômeurs-vacances (ULCP/VFAJ)  
(t-2=100)****Taux de satisfaction des vacances (M/V)  
(t-2=100)****Salaire coût (WCH) et prix de la valeur ajoutée (P)  
(t-2=100)****Emploi (LH) et valeur ajoutée (Y)  
(t-2=100)**

## 2. Diminution de 1 % du taux de cotisations personnelles

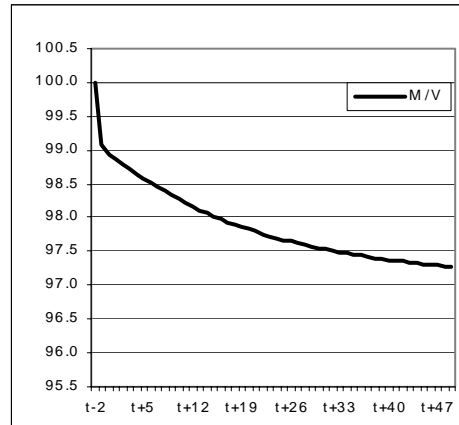
Comme dans le cadre de la première version du modèle, les résultats de long terme de cette simulation coïncident avec ceux de la simulation portant sur le taux de cotisations patronales. Les effets sur l'emploi à court terme sont moins marqués que dans le cas d'une diminution du taux patronal. La comparaison des résultats de cette simulation avec celle menée dans le cadre du premier modèle nous livrent des enseignements identiques à ceux tirés dans la section précédente.

**FIGURE 11 - Diminution de 1 % du taux de cotisations personnelles (à l'équilibre stationnaire)**

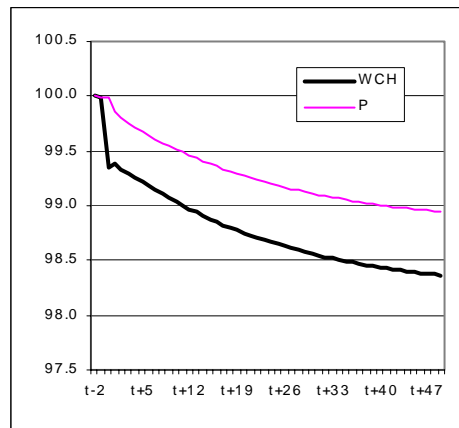
**Rapport chômeurs-vacances (ULCP/VFAJ)  
(t-2=100)**



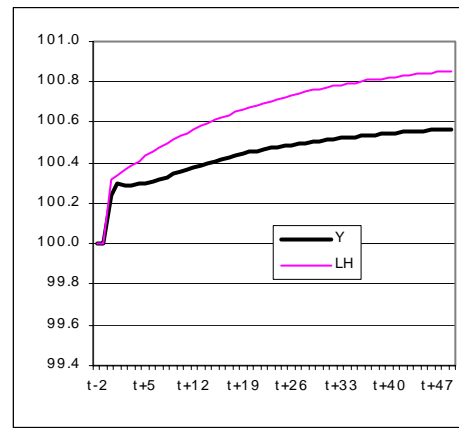
**Taux de satisfaction des vacances (M/V)  
(t-2=100)**



**Salaires coût (WCH) et prix de la valeur ajoutée (P)  
(t-2=100)**



**Emploi (LH) et valeur ajoutée (Y)  
(t-2=100)**

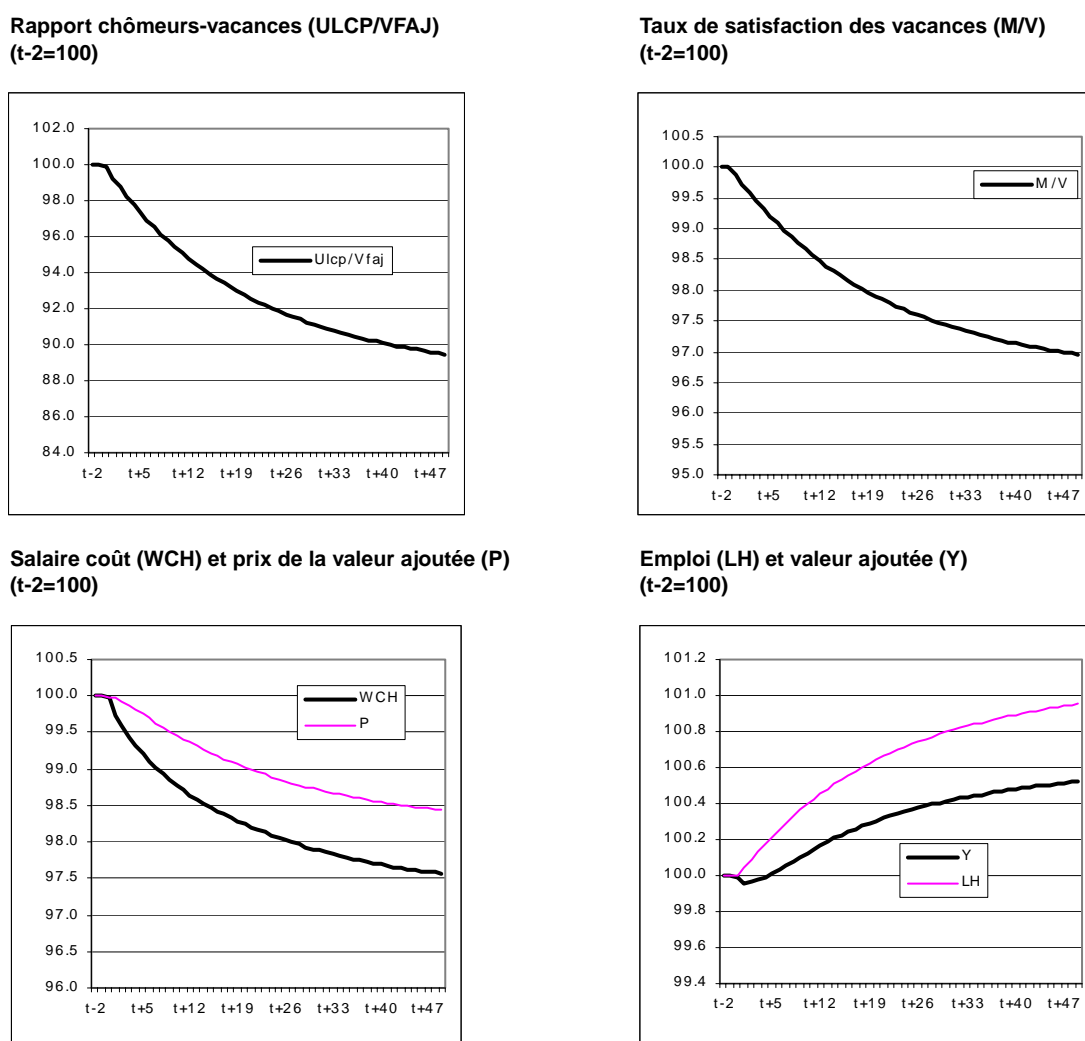


### 3. Diminution de 1 % du taux de remplacement

Comparativement au modèle précédent, l'influence d'une variation du taux de remplacement sur le salaire coût est plus importante (élasticité de 0,52 pour 0,38 précédemment). Cependant, tout comme dans le modèle précédent, l'impact d'une modification du taux de remplacement ne se manifeste dans le modèle que la deuxième année de simulation; le taux de remplacement, bien qu'apparaissant dans l'équation de court terme du modèle, y est lagué d'une période.

La dynamique de court terme est relativement similaire dans les deux versions du modèle. A long terme cependant, le salaire coût diminue nettement plus dans cette version, non seulement sous l'impulsion d'une sensibilité plus élevée du salaire coût au taux de remplacement, mais également du fait de la moindre sensibilité du salaire aux tensions sur le marché du travail.

FIGURE 12 - Diminution de 1 % du taux de remplacement (à l'équilibre stationnaire)



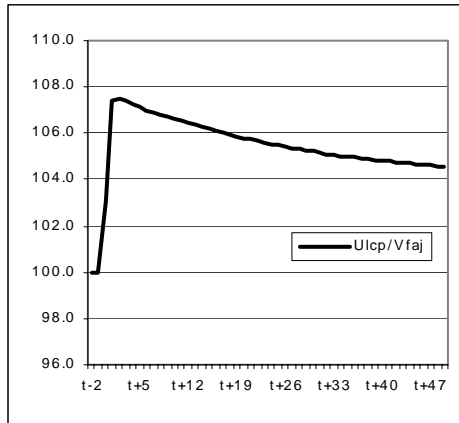
Le nouvel équilibre stationnaire est caractérisé par un emploi en croissance de +1,07 % (+0,38 % dans le cadre du modèle précédent), alimenté par une baisse du salaire coût réel de -0,92 % (pour -0,33 %) et par une croissance des capacités de production de +0,60 % (pour +0,21 %). Cette dernière résulte d'une amélioration de compétitivité, le prix de la valeur ajoutée chutant de -1,79 % (pour -0,61 %), alors que notamment la masse salariale nette réelle n'augmente que faiblement. Par ailleurs, le rapport entre vacances et chômeurs augmente de +13,33 %.

#### 4. Accroissement de 10 % de l'efficacité du processus d'appariement

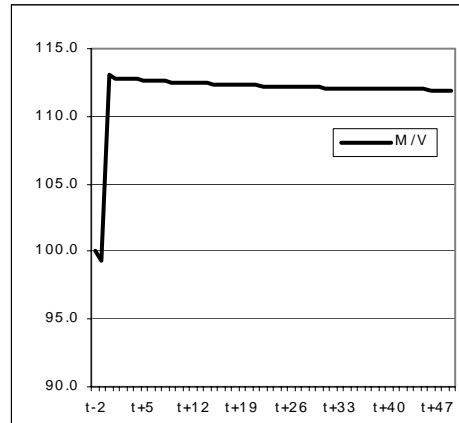
Dans cette version du modèle, ce choc se transmet au reste du modèle via deux canaux. Non seulement au travers d'une diminution du coût indirect du travail, mais également, et contrairement au modèle précédent, via l'équation de salaire. En considérant l'emploi, et partant, le nombre de chômeurs et d'embauches comme donnés, cette efficacité accrue doit se traduire par une diminution du nombre de vacances ouvertes. Cette diminution est synonyme de moindres tensions sur le marché du travail, entraînant une diminution des salaires. Dans ce contexte, on s'attend à une stimulation plus marquée de l'emploi que ce ne fut le cas dans le cadre du modèle précédent.

**FIGURE 13 - Accroissement de 10 % de l'efficacité du processus d'appariement (à l'équilibre stationnaire)**

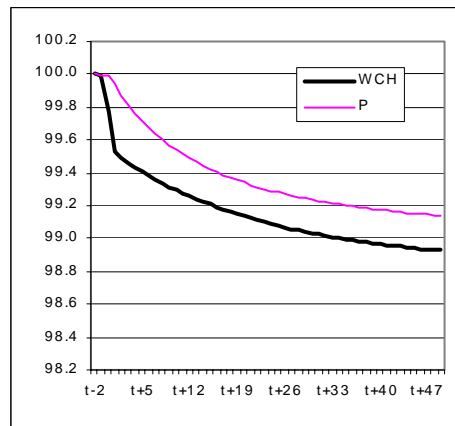
**Rapport chômeurs-vacances (ULCP/VFAJ)  
(t-2=100)**



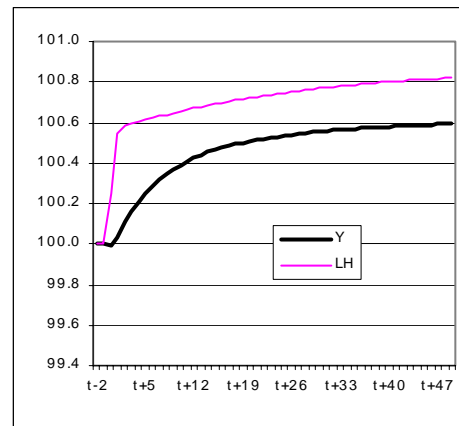
**Taux de satisfaction des vacances (M/V)  
(t-2=100)**



**Salairer coût (WCH) et prix de la valeur ajoutée (P)  
(t-2=100)**



**Emploi (LH) et valeur ajoutée (Y)  
(t-2=100)**



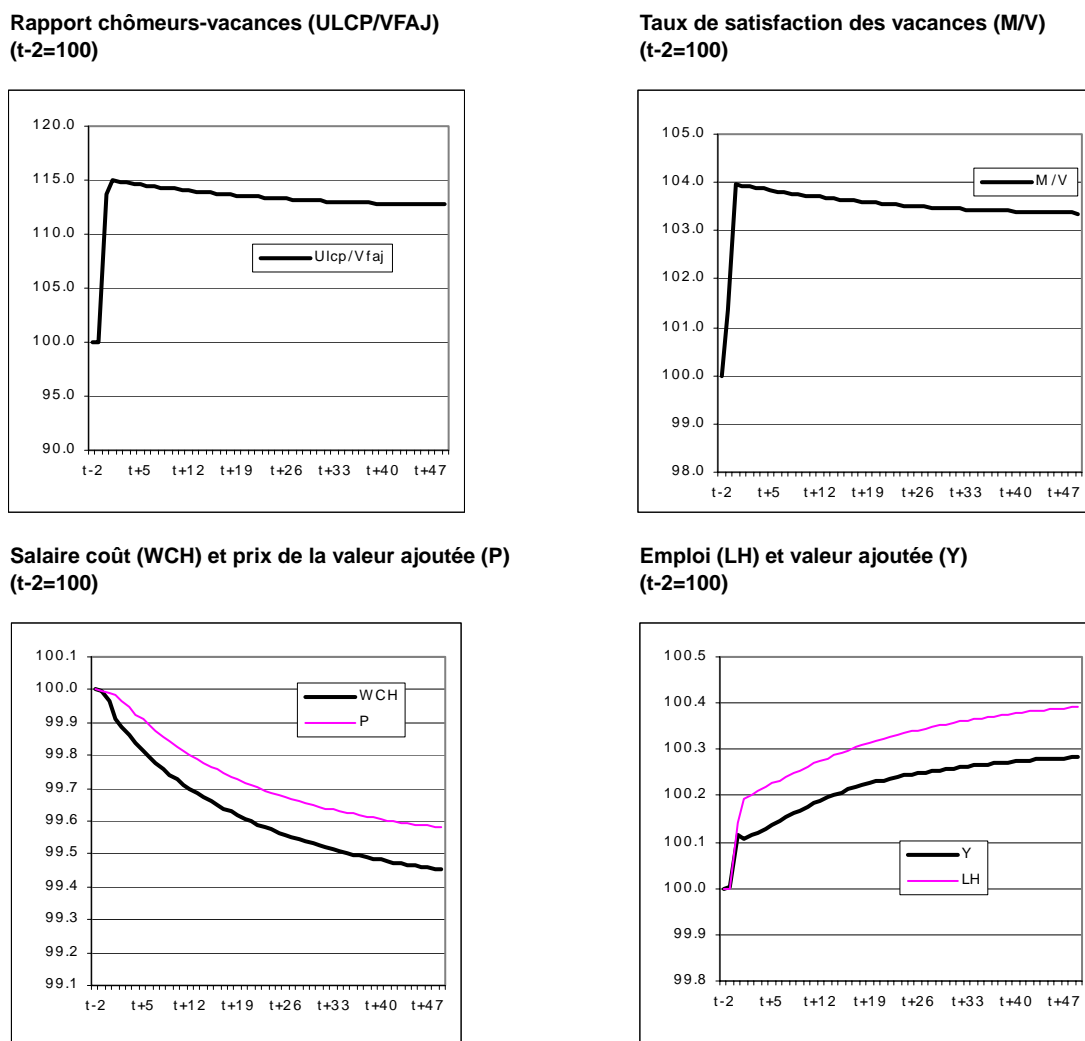
Alors que la première année de simulation les résultats sont similaires à ceux obtenus avec la première version du modèle, on observe des différences notables à partir de la deuxième année de simulation. L'emploi continue de croître (l'indice de l'emploi passe de 100,25 en t à 100,54 en t+1, il stagne à 100,23 dans le modèle précédent). Cette différence s'explique par le rôle joué, dans ce modèle, par le matching dans le processus de formation des salaires. Il se reflète au cours de la deuxième année de simulation étant donné que, par construction, le rapport V/U n'intervient que dans l'équation de long terme (partant dans le terme de correction d'erreurs retardé de l'équation de court terme). En effet l'indice de salaire coût nominal passe de 99,77 à 99,53 entre t et t+1 (pour une évolution de 99,88 à 99,82 précédemment).

Au nouvel équilibre stationnaire, la croissance de l'emploi est plus vigoureuse dans la deuxième version du modèle (+0,86 % pour +0,09 %). Les décroissances du prix du travail et du coût salarial nominal y sont plus importantes (respectivement 98,84 et 98,65, pour 99,80 et 99,57 dans la première version du modèle). Le rapport entre V et U baisse de -3,90 %.

## 5. Augmentation de 1 % de l'offre de travail

Les simulations précédentes ont mis en avant une moindre sensibilité de ce modèle aux tensions du marché du travail (comparativement à la première version). Dans ce contexte, une augmentation de l'offre de travail doit engendrer moins de pression à la baisse du salaire dans cette version.

**FIGURE 14 - Augmentation de 1 % de l'offre de travail (à l'équilibre stationnaire)**



Le nouvel équilibre stationnaire se caractérise par un emploi en croissance de +0,42 % (+0,92 % précédemment). Le salaire nominal est en recul de -0,61 % (pour -1,94 %). La dynamique est plus lisse que dans le cas précédent, l'indicateur de tensions n'intervenant que dans l'équation de long terme.







## IV Simulations de politiques d'emploi: chocs permanents en économie réelle<sup>1</sup>

Les simulations réalisées dans ce chapitre sont identiques à celles menées dans les deux chapitres précédents. A présent, ces simulations sont effectuées non plus dans une économie supposée avoir atteint son équilibre de long terme, mais dans un environnement économique réel. Les chocs sont introduits à partir de 1992 et les résultats présentés jusqu'en 2055. Les principaux résultats sont repris sous forme de tableaux et de graphiques; pour plus de détails, il y a lieu de se référer à l'annexe (tableaux 40-44 pour le modèle 1; tableaux 45-49 pour le modèle 2). Bien que ces deux séries de simulations doivent, par définition, fournir les mêmes solutions de long terme que celles reprises dans les chapitres théoriques, les phases de transition peuvent être différentes, puisque la dynamique de court terme dépend des déséquilibres initiaux.

### A. Impact d'une réduction de 1 % du taux de cotisations patronales

Dans cette simulation, le taux de cotisations patronales (mesuré par rapport au coût salarial) est réduit de 1 point de pourcentage. Le choc représente au départ (en t) 0,54 % de la valeur ajoutée produite par le secteur marchand. Etant donné qu'il s'agit d'une diminution du taux de cotisations, l'ampleur du choc évolue: en t+5, il représente 0,52 % de la valeur ajoutée produite dans le secteur marchand.

#### 1. Modèle 1 (marché du travail homogène, taux de chômage dans l'équation salariale de long terme)

##### *Effets à court terme*

La conséquence immédiate d'une réduction de 1 point de pourcentage du taux de cotisations patronales est une baisse du coût salarial nominal (-1,27 %) et une hausse du salaire net nominal (+0,72 %). L'élasticité à court terme du coût salarial par rapport à ce taux de cotisations (0,78) explique pourquoi le coût salarial est davantage influencé que le salaire net<sup>2</sup>.

En raison de la baisse du coût salarial, l'emploi progresse (+0,41 %) et le taux de chômage baisse (-0,24 point de pourcentage). La demande agrégée est stimulée

1. Ces chocs sont introduits dans le modèle simulé sur la période d'observation et en prévision. Pour des raisons pratiques, ils sont introduits à partir de 1992 et courent jusqu'en 2055.
2. L'élasticité partielle du coût salarial par rapport au taux de cotisations permet d'identifier dans quelle mesure une diminution du taux de cotisations bénéficie au travailleur (elle lui bénéficie intégralement, sous forme d'une augmentation de son salaire net, si cette élasticité est nulle) et à l'employeur (il en bénéficie intégralement, sous forme d'une diminution du salaire coût si cette élasticité égale 1).

(+0,13 %) à la fois par la croissance de l'emploi et la progression du salaire net. Etant donné que le prix de la valeur ajoutée ne baisse qu'avec retard, on n'observe pas dans un premier temps d'effet de compétitivité sur la demande. La croissance moins rapide de la production par rapport à l'emploi induit une baisse de la productivité du travail et constitue donc un frein à la croissance du coût salarial et du salaire net.

De manière mécanique, la croissance de l'emploi engendre une progression des embauches. Le chômage en recul, le nombre de vacances ouvertes croît plus que proportionnellement au nombre d'embauches. Par conséquent, le rapport chômeurs-emplois vacants diminue, la durée moyenne des vacances progresse (+1,20 %) et le coût du travail baisse légèrement moins vite que le coût salarial horaire (-1,25 % contre -1,27 %).

#### Effets à moyen terme

A moyen terme (t+5 ans à t+10 ans), la baisse du coût salarial est moindre (-0,9 %). Avec le temps, le bénéfice de la réduction de cotisations est transféré de l'employeur (baisse relativement moins importante du coût salarial) vers le travailleur (augmentation relativement plus forte du salaire net) étant donné que l'élasticité partielle du coût salarial par rapport au taux de cotisations est moindre à long terme qu'à court terme (+ 0,30 contre +0,78).

En outre, les salaires réels sont également influencés par la déflation des prix. A moyen terme, la baisse du coût salarial réel (le coût salarial nominal déflaté par le prix de la valeur ajoutée) est beaucoup moins forte (-0,50 % en t+5; -0,38 % en t+10) qu'initialement (-1,27 % en t). La progression du salaire net réel (le salaire net nominal déflaté par l'indice des prix à la consommation) n'est au départ que de +0,72 % et progresse jusqu'à +1,41 % en t+5 et +1,52 % en t+10.

**TABLEAU 19 - Impact d'une réduction de 1 % du taux de cotisations patronales (modèle 1)**  
(écarts en % par rapport à la base, sauf mention contraire)

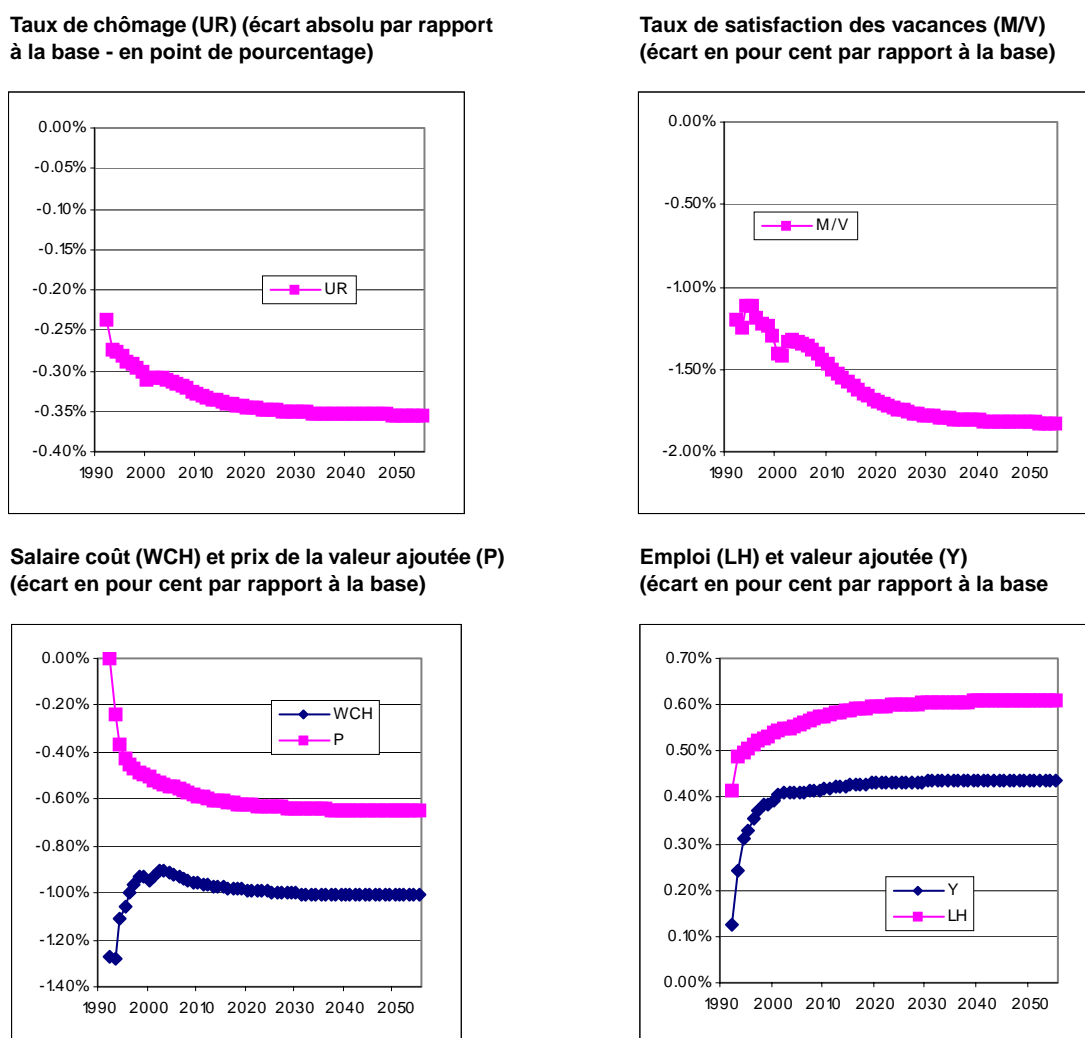
	t	t + 5 ans	t + 10 ans	t + 20 ans	t + 30 ans	long terme <sup>a</sup>
PIB (volume)	0,13	0,37	0,41	0,42	0,43	0,44
Stock de capital fixe	0,03	0,13	0,13	0,10	0,09	0,09
Déflateur du PIB	0,00	-0,47	-0,53	-0,60	-0,63	-0,65
Indice des prix à la consommation	0,00	-0,32	-0,40	-0,49	-0,53	-0,56
Emploi	0,41	0,52	0,55	0,58	0,60	0,61
Taux de chômage (différences absolues)	-0,24	-0,29	-0,31	-0,33	-0,35	-0,35
Taux de vacances satisfaites	-1,20	-1,22	-1,33	-1,53	-1,72	-1,83
Coût horaire nominal total du travail <sup>b</sup>	-1,25	-0,95	-0,89	-0,94	-0,96	-0,98
Coût salarial horaire nominal	-1,27	-0,97	-0,91	-0,97	-0,99	-1,01
Salaire net horaire nominal	0,72	1,09	1,12	1,06	1,04	1,02

a. généralement atteint à partir de t+50 ans

b. coût salarial augmenté du coût de la recherche d'un travailleur

Malgré la baisse moins marquée du coût salarial réel, l'emploi continue à augmenter (+0,55 % à moyen terme) sous l'impulsion d'une demande agrégée principalement soutenue par des gains de compétitivité (le déflateur du PIB recule de 0,53 %). La croissance du PIB est de 0,41 % à moyen terme.

**FIGURE 15 - Diminution de 1 % du taux de cotisations patronales (modèle 1, 1992-2055)**



### Effets à long terme

A long terme, l'emploi s'accroît de 0,61 % sous l'impulsion d'une croissance de 0,44 % de la valeur ajoutée et d'une baisse de 0,36 % du coût salarial réel. Des tensions accrues apparaissent sur le marché du travail: la durée moyenne d'une vacance d'emploi est allongée de 0,51 %.

En fin de compte, la baisse du taux de cotisations patronales provoque une baisse du coût salarial horaire nominal de 1,01 %, en dépit des pressions à la hausse sur les salaires résultant de la réduction du taux de chômage de 0,35 point de pourcentage. Sous l'influence de la baisse du coût salarial, le prix de la valeur ajoutée diminue (-0,65 %) de même que l'indice des prix à la consommation (-0,56 %).

La baisse du coût relatif du travail implique un recul de même ampleur (0,52 %) du ratio capital-travail.

## 2. Modèle 2 (marché du travail homogène, rapport chômage-emplois vacants dans l'équation salariale de long terme)

**Modèle 2 versus modèle 1 ...** Une comparaison entre les deux versions du modèle laisse apparaître que l'élasticité de long terme du coût salarial par rapport aux taux d'imposition directe et aux taux de cotisations patronales et personnelles est moins élevée dans le modèle 2 que dans le modèle 1 (+0,2 contre +0,3) et que la convergence vers le salaire d'équilibre se fait plus lentement dans le modèle 2. Les élasticités de court terme du coût salarial par rapport aux taux de cotisations sont similaires. Il est également important de noter que, dans le modèle 1, l'impact du taux de chômage sur le coût salarial est plus important que l'effet du ratio chômeurs-emplois vacants dans le modèle 2.

**TABLEAU 20 - Impact d'une réduction de 1 % du taux de cotisations patronales (modèle 2)**  
(écarts en % par rapport à la base, sauf mention contraire)

	t	t + 5 ans	t + 10 ans	t + 20 ans	t + 30 ans	long terme <sup>a</sup>
PIB (volume)	0,11	0,38	0,46	0,51	0,54	0,58
Stock de capital fixe	0,02	0,13	0,10	0,06	0,04	0,02
Déflateur du PIB	0,00	-0,54	-0,69	-0,83	-0,92	-1,05
Indice des prix à la consommation	0,00	-0,36	-0,51	-0,67	-0,77	-0,90
Emploi	0,44	0,61	0,68	0,75	0,79	0,86
Taux de chômage (différences absolues)	-0,25	-0,33	-0,38	-0,42	-0,46	-0,51
Taux de vacances satisfaites	-1,04	-1,01	-1,18	-1,40	-1,73	-2,27
Coût horaire nominal total du travail <sup>b</sup>	-1,35	-1,21	-1,24	-1,34	-1,44	-1,59
Coût salarial horaire nominal	-1,36	-1,22	-1,26	-1,35	-1,46	-1,62
Salaire net horaire nominal	0,63	0,84	0,77	0,67	0,56	0,41

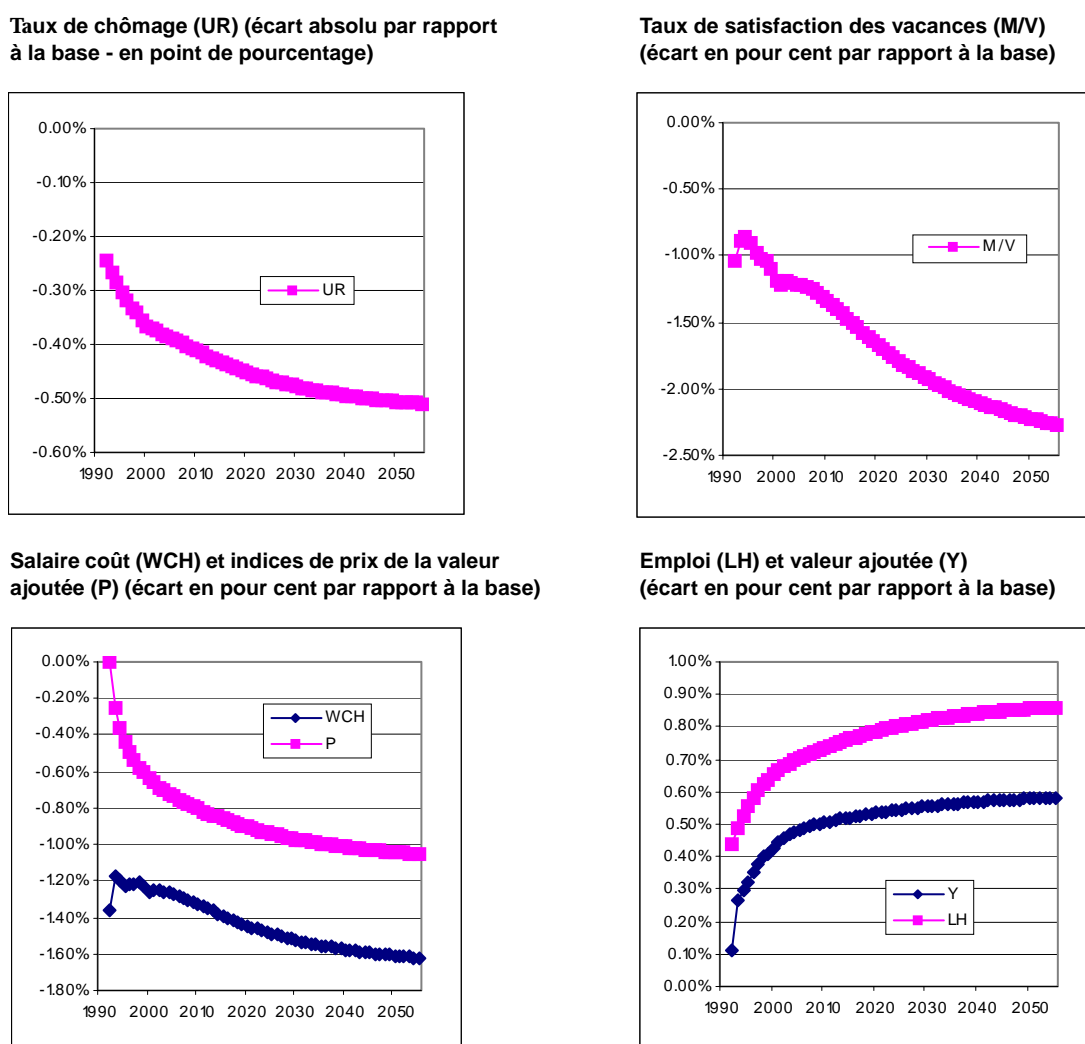
a. généralement atteint à partir de t + 60 ans

b. coût salarial augmenté du coût de la recherche d'un travailleur

**... effets à court terme...** La première année de simulation, la baisse des cotisations patronales entraîne une diminution de 1,36 % du coût salarial nominal, c'est-à-dire une baisse un peu plus marquée que dans le modèle 1 (1,27 %). Cette différence est due à une plus grande sensibilité du coût salarial à la productivité et à une baisse plus forte de la productivité dans le modèle 2 par rapport au modèle 1. Dans le modèle 2, l'emploi est davantage stimulé (+0,44 % au lieu de +0,41 %) en dépit de la croissance plus faible de l'activité économique (+0,11 % au lieu de +0,13 %) et la baisse de la productivité est plus nette (-0,33 % au lieu de -0,28 %).

**... à moyen terme...** Au cours des années suivantes aussi, l'emploi croît plus rapidement dans le modèle 2 que dans le modèle 1. C'est le résultat notamment d'une moins grande sensibilité du coût salarial dans le modèle 2 aux tensions sur le marché du travail. Cette moindre sensibilité compense la plus faible sensibilité de long terme du coût salarial au coin salarial.

FIGURE 16 - Diminution de 1 % du taux de cotisations patronales (modèle 2, 1992-2055)

*... et à long terme*

Au nouvel équilibre de long terme, l'emploi croît davantage dans le modèle 2 (+0,86 % au lieu de +,61 %) en raison de la baisse plus nette du coût réel du travail (-0,54 % au lieu de -0,33 %) et d'une progression plus rapide de la valeur ajoutée (+0,58 % au lieu de +0,44 %). Le recul plus marqué de la productivité (croissance du PIB moins progression de l'emploi) dans le modèle 2 comparativement au modèle 1 (-0,28 % au lieu de -0,17 %), renforce les pressions à la baisse sur le coût salarial. Par conséquent, le ratio capital-travail baisse plus que dans le modèle 1 (-0,84 % au lieu de -0,52 %), tout comme le déflateur du PIB (-1,05 % au lieu de -0,65 %) et l'indice des prix à la consommation (-0,90 % au lieu de -0,65 %). Le salaire net réel progresse moins rapidement (+1,31 % au lieu de +1,58 %) en dépit de la baisse plus forte de l'indice des prix à la consommation.

## B. Impact d'une diminution de 1 % du taux de cotisations personnelles

La baisse ex ante du taux de cotisations personnelles (mesuré en pour cent du coût salarial) est de la même ampleur que la diminution du taux de cotisations patronales simulée dans le chapitre précédent: 0,54 % en t et 0,52 % en t+5 de la valeur ajoutée créée par le secteur marchand. Par conséquent, ces chocs sont directement comparables.

A long terme, les conséquences d'une diminution du taux de cotisations personnelles sont par définition analogues à celles d'une réduction du taux de cotisations patronales. Vu que c'est le facteur travail qui est imposé dans les deux cas, il n'y a a priori aucune raison pour que ces réductions débouchent sur des résultats différents en termes de coût salarial. A court terme, des différences peuvent toutefois se marquer puisque, en pratique, ce sont les salaires bruts qui sont fixés contractuellement.

### 1. Modèle 1 (marché du travail homogène, taux de chômage dans l'équation salariale de long terme)

#### *Court terme: taux de cotisations patronales versus personnelles*

A l'instar d'une diminution du taux de cotisations patronales, une réduction du taux de cotisations personnelles stimule à court terme la demande agrégée grâce à une hausse induite du salaire net et de l'emploi. Toutefois, on note à court terme des différences quantitatives étant donné que l'élasticité partielle de court terme du coût salarial nominal par rapport au taux de cotisations patronales (+0,78) est beaucoup plus élevée que par rapport au taux de cotisations personnelles (+0,34).

En comparaison avec une diminution du taux de cotisations patronales, une baisse du taux de cotisations personnelles provoque, au départ, une baisse moindre du coût salarial nominal et du coût réel du travail (-0,80 % contre -1,27 %), une hausse plus ténue de l'emploi (+0,33 % contre +0,41 %) et une baisse plus faible du taux de chômage (-0,19 contre -0,24 point de pourcentage). Toutefois, la progression de la demande agrégée est plus rapide à court terme (+0,19 % contre +0,13 %), entre autres en raison de la croissance initiale plus importante du salaire net réel (+1,19 % contre +0,72 %). Dans les deux simulations, la croissance du salaire net réel est plus restreinte à court qu'à long terme (+1,58 %).

#### *Moyen terme*

Jusqu'au terme de la période de moyen terme (t+10), la création d'emploi consécutive à une réduction du taux de cotisations personnelles est inférieure à celle découlant d'une diminution du taux de cotisations patronales (+0,51 % contre +0,55 % en t+10). Par contre, l'impact plus élevé d'une diminution de cotisations personnelles sur la demande agrégée disparaît rapidement (par exemple: +0,32 % contre +0,37 % en t+5). Pour les pouvoirs publics, ce résultat implique que la question de l'arbitrage entre création d'emploi (si l'on opte pour une diminution du taux de cotisations patronales) et croissance économique (en cas de réduction de taux de cotisations personnelles) ne se pose plus endéans les 5 ans.

**TABLEAU 21 - Impact d'une diminution de 1 % du taux de cotisations personnelles (modèle 1)**  
(écarts en % par rapport à la base, sauf mention contraire)

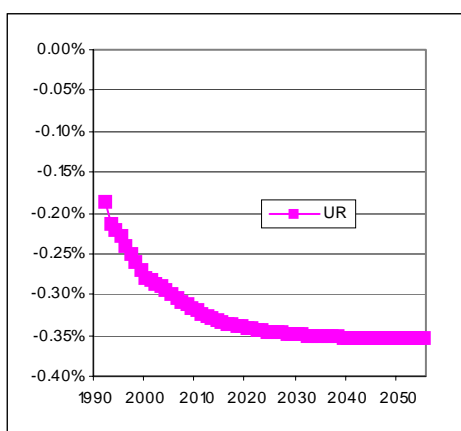
	t	t + 5 ans	t + 10 ans	t + 20 ans	t + 30 ans	long terme <sup>a</sup>
PIB (volume)	0,19	0,32	0,37	0,41	0,43	0,44
Stock de capital fixe	0,04	0,16	0,15	0,10	0,09	0,09
Déflateur du PIB	0,00	-0,35	-0,45	-0,57	-0,61	-0,65
Indice des prix à la consommation	0,00	-0,23	-0,34	-0,46	-0,52	-0,56
Emploi	0,33	0,45	0,51	0,57	0,59	0,61
Taux de chômage (différences absolues)	-0,19	-0,25	-0,29	-0,33	-0,34	-0,35
Taux de vacances satisfaites	-0,94	-1,06	-1,24	-1,50	-1,70	-1,83
Coût du travail horaire total <sup>b</sup>	-0,79	-0,80	-0,83	-0,92	-0,95	-0,98
Coût salarial horaire nominal	-0,80	-0,82	-0,85	-0,95	-0,98	-1,01
Salaire net horaire nominal	1,19	1,24	1,17	1,08	1,05	1,02

a. est généralement atteint à partir de t + 50 ans

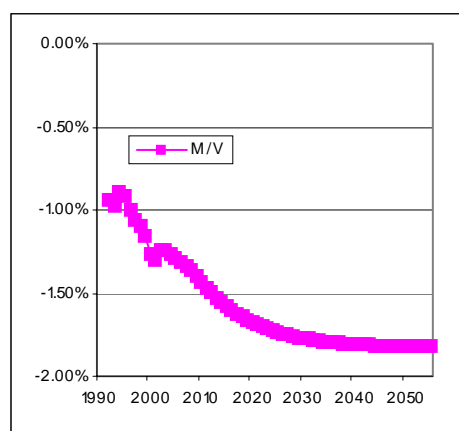
b. coût salarial augmenté du coût de la recherche d'un travailleur

**FIGURE 17 - Diminution de 1 % du taux de cotisations personnelles (modèle 1, 1992-2055)**

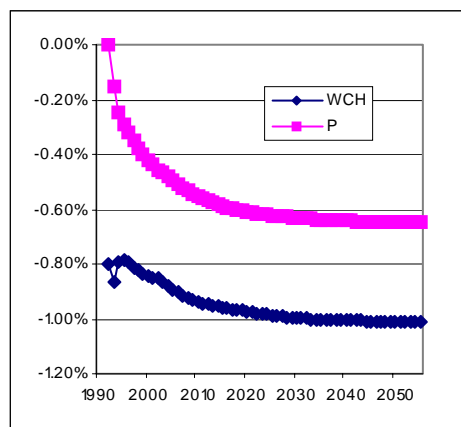
**Taux de chômage (UR) (écart absolu par rapport à la base - en point de pourcentage)**



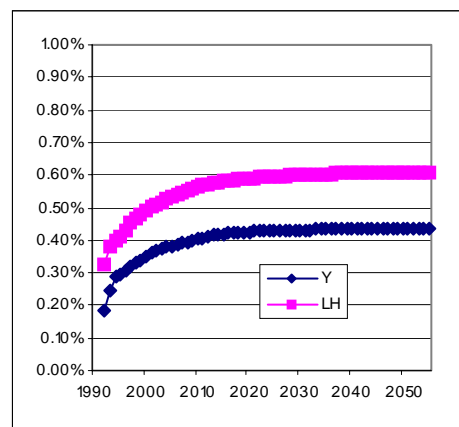
**Taux de satisfaction des vacances (M/V) (écart en pour cent par rapport à la base)**



**Salaire coût (WCH) et prix de la valeur ajoutée (P) (écart en pour cent par rapport à la base)**

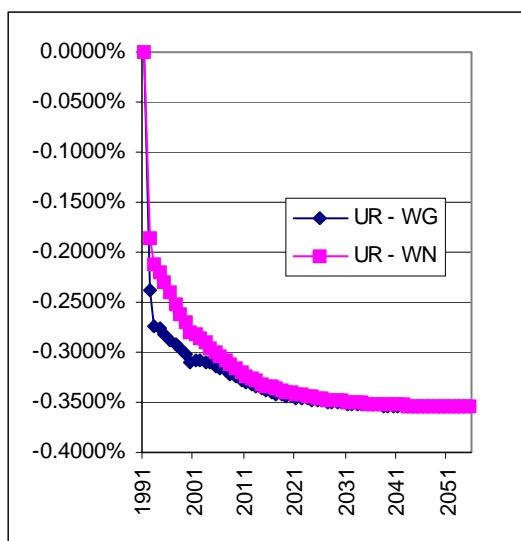


**Emploi (LH) et valeur ajoutée (Y) (écart en pour cent par rapport à la base)**

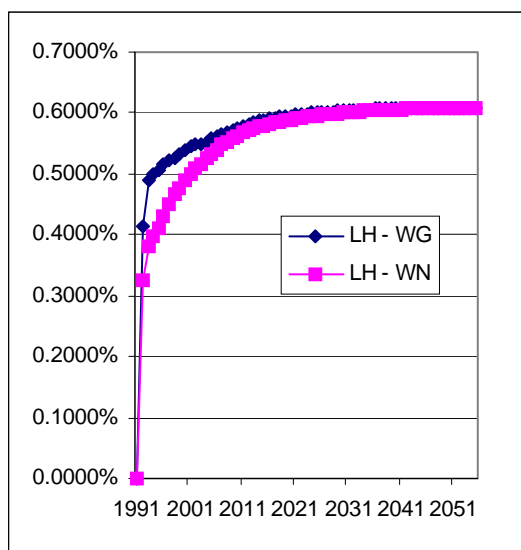


**FIGURE 18 - Comparaison d'une réduction permanente de 1 % des taux de cotisations patronales et personnelles (modèle 1, 1992-2055)**

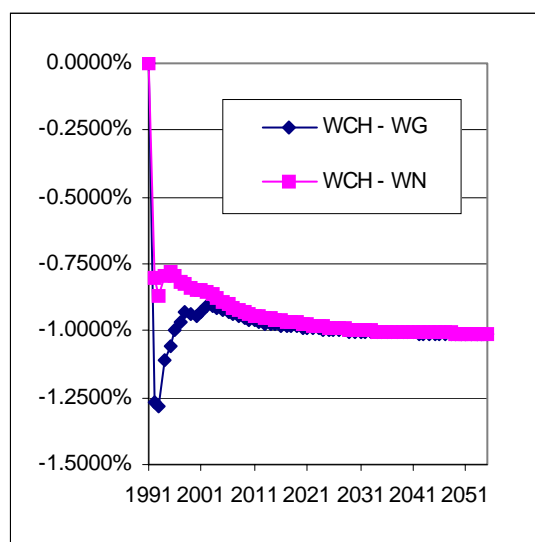
**Taux de chômage (UR) (écart absolu par rapport à la base - en point de pourcentage)**



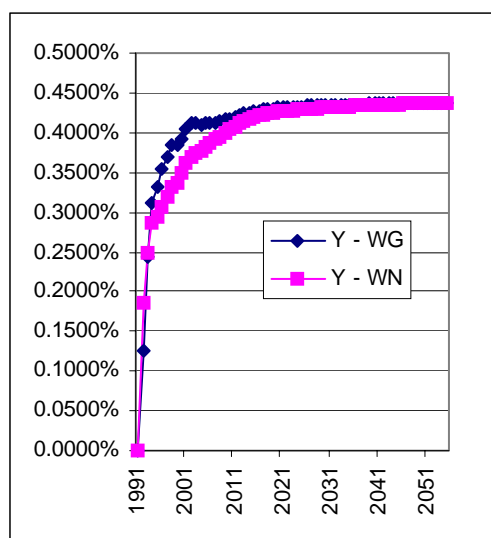
**Emploi (LH) (écart en pour cent par rapport à la base)**



**Salaire coût (WCH) (écart en pour cent par rapport à la base)**



**Valeur ajoutée (Y) (écart en pour cent par rapport à la base)**



'WG' réfère au scénario "réduction de 1 % du taux de cotisations patronales"; 'WN' réfère au scénario "réduction de 1 % du taux de cotisations personnelles".



## 2. Modèle 2 (marché du travail homogène, rapport chômeurs- emplois vacants dans l'équation salariale de long terme)

### Modèle 2: Taux de cotisations personnelles versus patronales

A long terme, une diminution du taux de cotisations personnelles dans le modèle 2 produit par définition les mêmes effets qu'une réduction du taux de cotisations patronales (emploi: + 0,86 %, output: + 0,58 %, taux de chômage: -0,51 %). Dans le modèle 2 aussi, l'économie réagit plus lentement à une réduction de taux de cotisations personnelles qu'à une réduction du taux de cotisations patronales, avec initialement une baisse plus limitée du salaire coût horaire nominal (-0,75 % contre -1,36 %) et du taux de chômage (-0,18 contre 0,25 point de pourcentage) et une hausse moins sensible de l'emploi (+0,32 % versus +0,44 %). Toujours dans le modèle 2, il s'avère qu'une diminution du taux de cotisations personnelles stimule davantage, au départ, la demande agrégée qu'une baisse du taux de cotisations patronales (+0,19 % contre +0,11 %) puisque la hausse plus importante du salaire net réel (+1,24 % contre +0,63 %) compense largement la moindre création d'emploi. Dans le modèle 2 aussi, la question de l'arbitrage entre la création d'emploi et la stimulation de la demande agrégée ne se pose déjà plus en t+5: une baisse du taux de cotisations personnelles crée à moyen terme moins d'emplois (+0,45 % contre +0,61 %) et moins de valeur ajoutée (+0,31 % contre +0,38 %) qu'une réduction du taux de cotisations patronales.

### Modèle 2 versus modèle 1

Jusqu'à moyen terme, les effets macroéconomiques d'une baisse du taux de cotisations personnelles sont analogues dans les deux modèles: en t+5 ans dans le modèle 2 (modèle 1), l'emploi, l'output et le salaire net réel ont progressé de 0,45 % (0,45 %), 0,31 % (0,32 %) et 1,03 % (1,01 %) et le coût du travail réel a diminué de 0,48 % (0,45 %). Ce n'est qu'ultérieurement que les différences en termes de formation du salaire jouent à plein et que l'emploi et l'output croissent plus rapidement dans le modèle 2.

**TABLEAU 22 - Impact d'une diminution de 1 % du taux de cotisations personnelles (modèle 2)**  
(écarts en % par rapport à la base, sauf mention contraire)

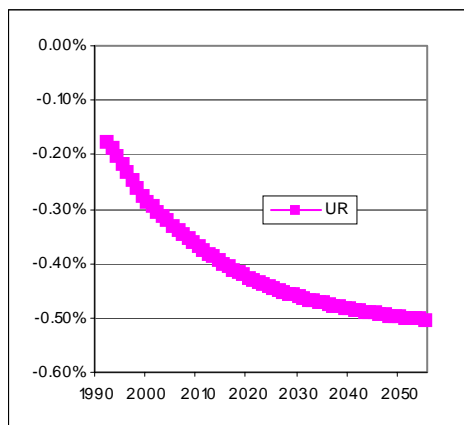
	t	t + 5 ans	t + 10 ans	t + 20 ans	t + 30 ans	long terme <sup>a</sup>
PIB (volume)	0,19	0,31	0,37	0,46	0,51	0,58
Stock de capital fixe	0,04	0,16	0,16	0,08	0,05	0,02
Déflateur du PIB	0,00	-0,33	-0,48	-0,70	-0,84	-1,05
Indice des prix à la consommation	0,00	-0,21	-0,35	-0,56	-0,69	-0,90
Emploi	0,32	0,45	0,55	0,68	0,75	0,86
Taux de chômage (différences absolues)	-0,18	-0,25	-0,30	-0,38	-0,43	-0,51
Taux de vacances satisfaites	-0,76	-0,77	-0,96	-1,28	-1,64	-2,27
Coût du travail horaire total <sup>b</sup>	-0,74	-0,81	-0,96	-1,20	-1,35	-1,59
Coût salarial horaire nominal	-0,75	-0,82	-0,97	-1,21	-1,37	-1,62
Salaire net horaire nominal	1,24	1,24	1,05	0,81	0,65	0,41

a. est généralement atteint à partir de t + 60 ans

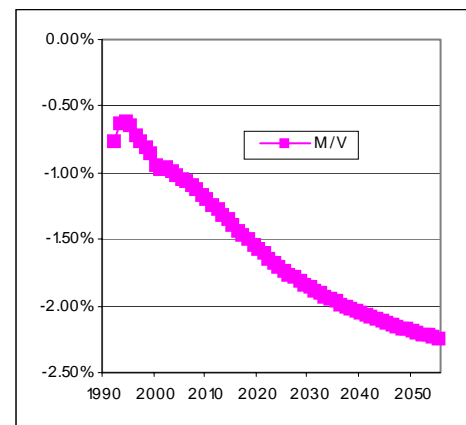
b. coût salarial augmenté des frais de recherche d'un travailleur

**FIGURE 19 - Diminution de 1 % du taux de cotisations personnelles (modèle 2, 1992-2055)**

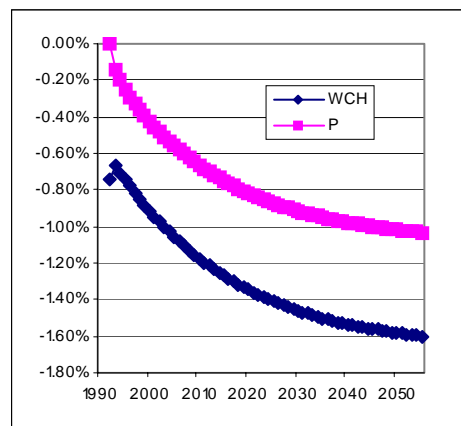
**Taux de chômage (UR) (écart absolu par rapport à la base - en point de pourcentage)**



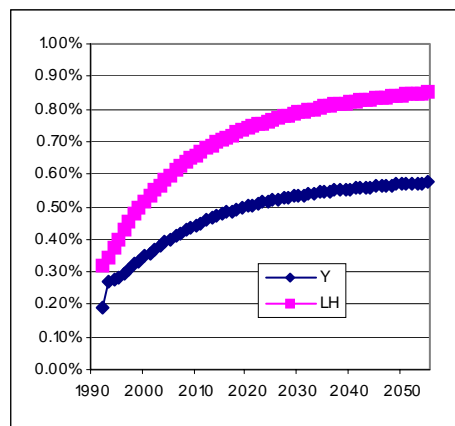
**Taux de satisfaction des vacances (M/V) (écart en pour cent par rapport à la base)**



**Salairé coût (WCH) et prix de la valeur ajoutée (P) (écart en pour cent par rapport à la base)**

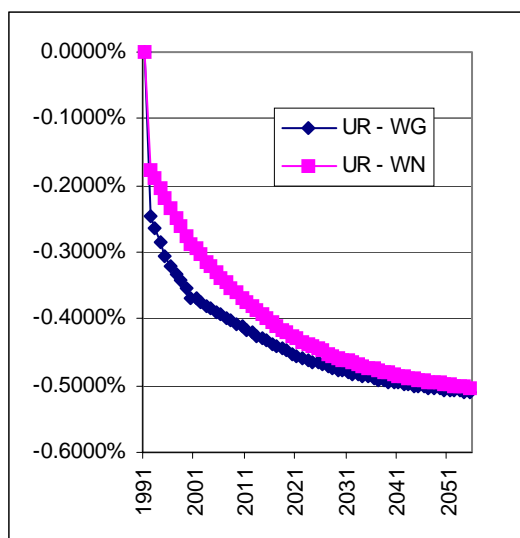


**Emploi (LH) et valeur ajoutée (Y) (écart en pour cent par rapport à la base)**

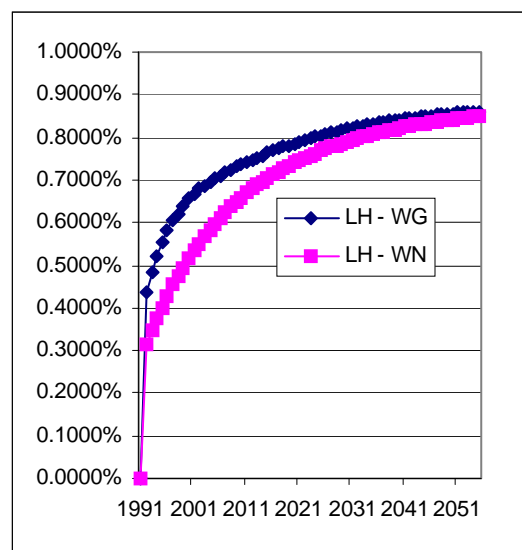


**FIGURE 20 - Comparaison d'une réduction permanente de 1 % des taux de cotisations patronales et personnelles (modèle 2, 1992-2055)**

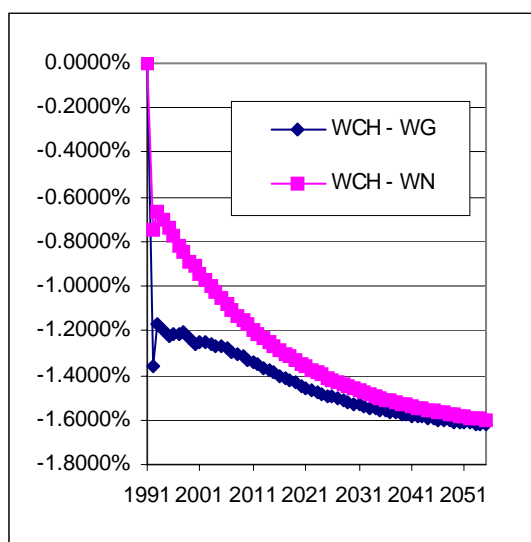
**Taux de chômage (UR) (écart absolu par rapport à la base - en point de pourcentage)**



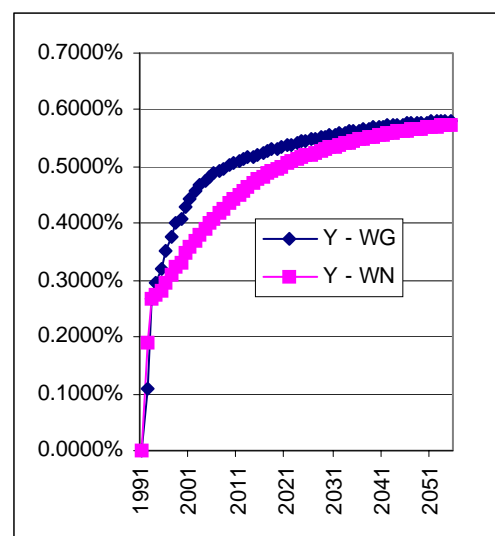
**Emploi (LH) (écart en pour cent par rapport à la base)**



**Salaires coût (WCH) (écart en pour cent par rapport à la base)**



**Valeur ajoutée (Y) (écart en pour cent par rapport à la base)**



'WG' réfère au scénario "réduction de 1 % du taux de cotisations patronales"; 'WN' réfère au scénario "réduction de 1 % du taux de cotisations personnelles".

## C. Baisse de 1 % du taux de remplacement

En  $t$  et  $t+5$ , une baisse de 1 % du taux de remplacement via une réduction des allocations de chômage moyennes représente ex ante 0,02 % de la valeur ajoutée créée dans le secteur marchand.

### 1. Modèle 1 (marché du travail homogène, taux de chômage dans l'équation salariale de long terme)

#### Long terme

La baisse du taux de remplacement entraîne à long terme une diminution du coût salarial nominal (-0,94 %), du coût réel du travail (-0,31 %) et du salaire net réel (-0,42 %) ainsi qu'une hausse de l'emploi (+0,37 %) et de la production (+0,21 %). A long terme, se pose la question de l'arbitrage entre, d'une part, la croissance de l'activité économique, et d'autre part, le pouvoir d'achat des travailleurs. La baisse du taux de chômage (-0,22 point de pourcentage) ne suffit pas à maintenir le coût salarial à son niveau initial. En raison de tensions accrues sur le marché du travail (augmentation de 1,11 % de la durée moyenne d'une vacance d'emploi), le coût de l'appariement entre l'offre et la demande d'emplois augmente et la baisse du coût du travail nominal (-0,92 %) est moindre que celle du coût salarial nominal (-0,94 %). La baisse du coût du travail pèse sur le déflateur du PIB (-0,61 %) et donc également sur l'indice des prix à la consommation (-0,52 %). La diminution du coût relatif du travail implique une baisse du même ordre du ratio capital-travail (-0,49 %) et même un recul absolu du stock de capital (-0,12 % - en d'autres termes, l'effet de substitution domine l'effet volume).

Il est important de noter que cette mesure a plusieurs impacts redistributifs. Elle contribue à un appauvrissement relatif des chômeurs par rapport aux personnes ayant un emploi (suite à la baisse du taux de remplacement), à un appauvrissement relatif du facteur travail par rapport au facteur capital (en raison d'une diminution des salaires nets réels), mais également à une diminution du nombre de personnes sans emploi, population plus particulièrement sujette à la précarité (compte tenu du recul du chômage).

**TABLEAU 23 - Effets d'une baisse de 1 % du taux de remplacement (modèle 1)**  
(écarts en pour cent par rapport à la base, sauf mention contraire)

	t	t + 5 ans	t + 10 ans	t + 20 ans	t + 30 ans	long terme <sup>a</sup>
PIB (volume)	-0,01	0,01	0,10	0,18	0,19	0,21
Stock de capital fixe	0,00	-0,04	-0,09	-0,13	-0,12	-0,12
Déflateur du PIB	0,00	-0,20	-0,37	-0,51	-0,57	-0,61
Indice des prix à la consommation	0,00	-0,12	-0,26	-0,40	-0,47	-0,52
Emploi	0,00	0,18	0,27	0,33	0,35	0,37
Taux de chômage (différences absolues)	0,00	-0,10	-0,15	-0,19	-0,20	-0,22
Taux de vacances satisfaites	0,01	-0,43	-0,66	-0,86	-1,00	-1,11
Coût horaire nominal total du travail <sup>b</sup>	0,00	-0,64	-0,77	-0,84	-0,88	-0,92
Coût salarial horaire nominal	0,00	-0,65	-0,78	-0,85	-0,90	-0,94
Salaire net horaire nominal	0,00	-0,65	-0,78	-0,85	-0,90	-0,94

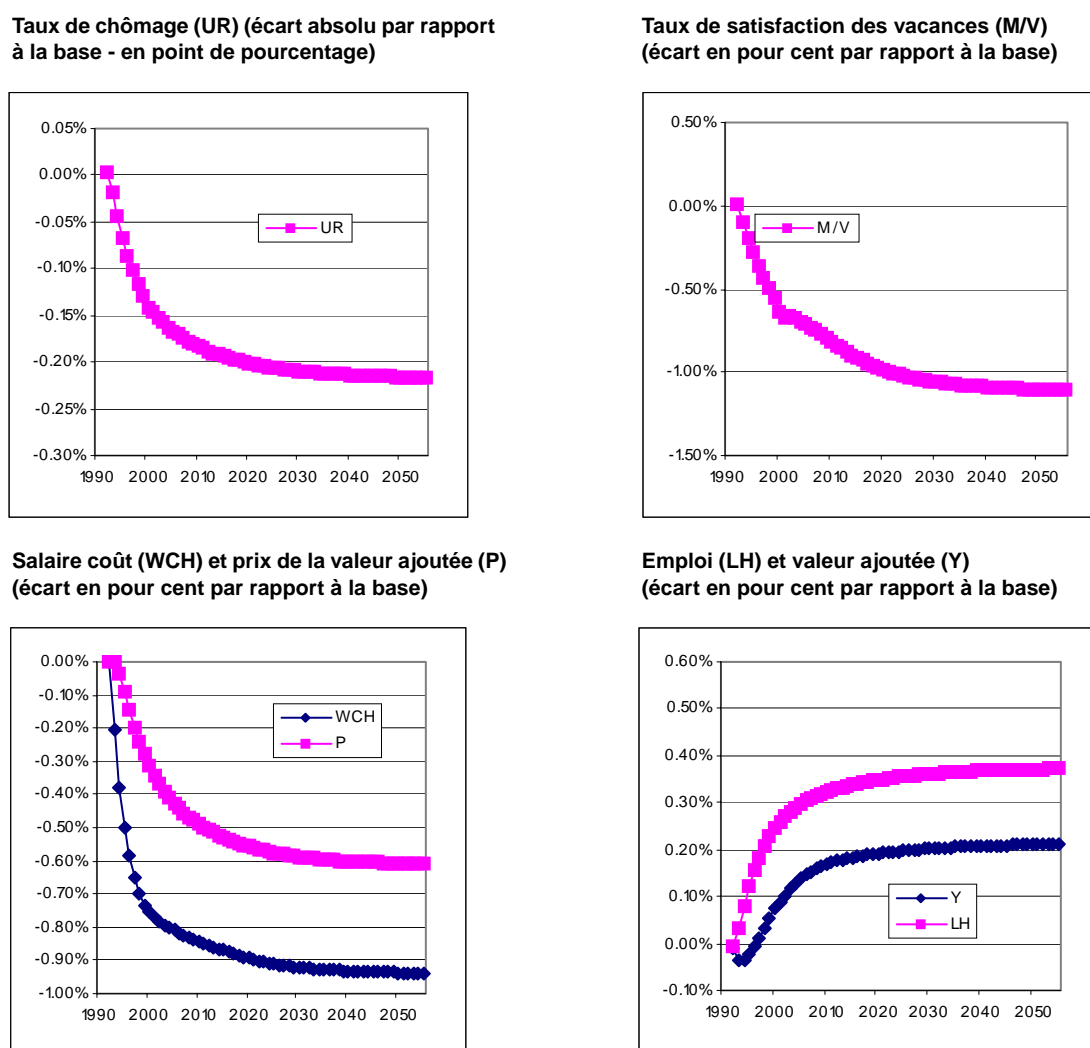
a. est généralement atteint à partir de  $t + 50$  ans

b. coût salarial augmenté des frais de recherche d'un travailleur

## Court et moyen terme

Dans un premier temps, on n'enregistre pas ou guère de changement vu que le taux de remplacement n'influence la formation salariale qu'avec retard et que la détérioration de la demande (-0,01 %) suite à la baisse des revenus de remplacement n'est que marginale. La demande est soumise à des influences contradictoires. D'un côté, le recul du taux de remplacement et la diminution du salaire net réel entraînent une baisse du revenu des ménages, partant de la demande. D'autre part, la demande est soutenue par la progression du revenu des ménages consécutive à la croissance de l'emploi et par un effet de compétitivité bénéfique lié à la baisse du prix de la valeur ajoutée. Dans la simulation, l'effet inhibiteur de demande est dans un premier temps prépondérant (c'est-à-dire avant t+5) mais l'impact positif de l'emploi, combiné à l'effet de compétitivité de la baisse du prix de la valeur ajoutée, domine ensuite progressivement (croissance de l'activité économique de 0,01 % en t+5). Par conséquent, les inconvénients à court terme (croissance plus lente) d'une mesure qui s'avère avantageuse (croissance de l'output et de l'emploi) à moyen et à long terme disparaissent après 5 ans. A moyen terme (t+10), la production et l'emploi croissent respectivement de 0,10 % et 0,27 % et le coût réel du travail et le taux de chômage diminuent respectivement de 0,40 % et 0,15 %.

FIGURE 21 - Baisse de 1 % du taux de remplacement (modèle 1, 1992-2055)



## 2. Modèle 2 (marché du travail homogène, rapport chômeurs-emplois vacants dans l'équation salariale de long terme)

### *Modèle 2 versus modèle 1: long terme...*

Dans le modèle 2, une baisse du taux de remplacement, à long terme, génère (par rapport au modèle 1), d'une part, un recul plus sensible du coût salarial nominal (-2,47 % et non -0,94 %) et du coût réel du travail (-0,84 % au lieu de -0,31 %), et d'autre part, une croissance plus rapide de l'emploi (+0,99 % contre +0,37 %), et par conséquent, une baisse plus marquée du taux de chômage (-0,58 au lieu de -0,22 point de pourcentage) et une hausse plus nette de la production (+0,56 % contre +0,21 %). Le coût nominal du travail diminue moins (-2,43 %) que le coût salarial nominal (-2,47 %) en raison des conditions moins favorables sur le marché du travail (la durée moyenne d'une vacance d'emploi augmente de 2,62 %, contre 0,31 % dans le modèle 1). En raison de la baisse plus forte du coût relatif du travail dans le modèle 2, l'intensité en capital (-1,28 % contre -0,49 %) et le stock de capital (-0,29 % contre -0,12 %) fléchissent encore plus.

La baisse plus sensible du coût nominal du travail se reflète également dans le déflateur du PIB (-1,59 % contre -0,61 %) et l'indice des prix à la consommation (-1,35 % contre -0,52 %). En dépit du recul plus marqué de l'indice des prix à la consommation, on observe une diminution plus nette (-1,12 % contre -0,42 %) du salaire net réel. Par conséquent, la question de l'arbitrage à long terme entre, d'une part, l'activité économique, et d'autre part, les revenus réels des actifs est encore plus d'actualité dans le modèle 2 que dans le modèle 1.

L'explication des différences entre les deux modèles est multiple. Premièrement, l'élasticité partielle de long terme du salaire par rapport au taux de remplacement est plus importante dans le modèle 2 que dans le modèle 1 (+0,53 contre +0,38). Deuxièmement, les pressions subies par le coût salarial en raison de tensions accrues sur le marché du travail sont moindres dans le modèle 2 (via le rapport chômeurs-emplois vacants) que dans le modèle 1 (via le taux de chômage). De surcroît, le recul plus net de la productivité du travail (0,56 % - 0,99 % = -0,43 %) au lieu de (0,21 % - 0,37 % = -0,16 %) modère davantage le coût salarial dans le modèle 2 que dans le modèle 1.

### *... phase de transition*

Dès le moyen terme, les différences entre les deux modèles sont frappantes. En t+10, on observe dans le cas du modèle 2 (modèle 1) une hausse de +0,42 % (+0,27 %) de l'emploi, une croissance de +0,13 % (+0,10 %) de la production et un recul de -0,23 point de pourcentage (-0,19) du taux de chômage, rendus possibles par une baisse de -1,26 % (-0,77 %) du coût salarial nominal et de -0,72 % (-0,40 %) du coût réel du travail.

**TABLEAU 24 - Impact d'une baisse de 1 % du taux de remplacement (modèle 2)**  
(écarts en pour cent par rapport à la base, sauf mention contraire)

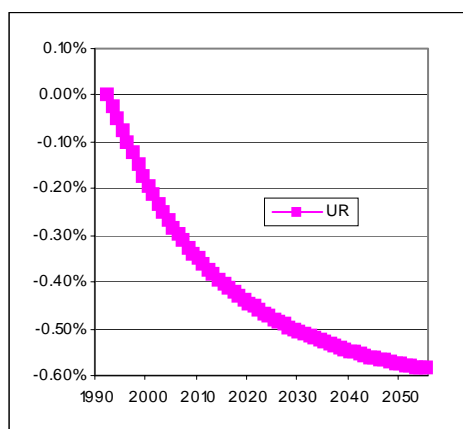
	t	t + 5 ans	t + 10 ans	t + 20 ans	t + 30 ans	long terme <sup>a</sup>
PIB (volume)	-0,01	0,01	0,13	0,32	0,42	0,56
Stock de capital fixe	0,00	-0,04	-0,12	-0,23	-0,26	-0,29
Déflateur du PIB	0,00	-0,23	-0,53	-0,96	-1,23	-1,59
Indice des prix à la consommation	0,00	-0,14	-0,36	-0,74	-0,99	-1,35
Emploi	-0,01	0,23	0,42	0,66	0,80	0,99
Taux de chômage (différences absolues)	0,00	-0,12	-0,23	-0,37	-0,46	-0,58
Taux de vacances satisfaites	0,01	-0,40	-0,75	-1,25	-1,74	-2,62
Coût horaire nominal total du travail <sup>b</sup>	0,00	-0,80	-1,25	-1,73	-2,01	-2,43
Coût salarial horaire nominal	0,00	-0,81	-1,26	-1,74	-2,04	-2,47
Salaire net horaire nominal	0,00	-0,81	-1,26	-1,74	-2,04	-2,47

a. est généralement atteint à partir de t + 60 ans

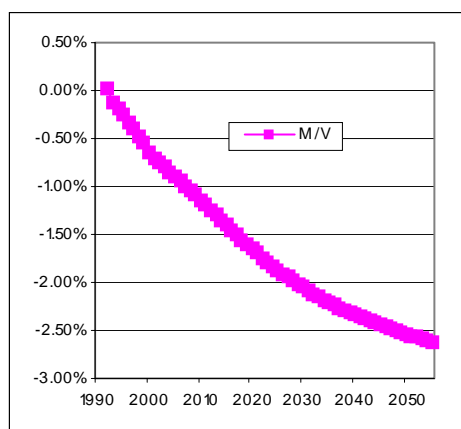
b. coût salarial augmenté des frais de recherche d'un travailleur

**FIGURE 22 - Baisse de 1 % du taux de remplacement (modèle 2, 1992-2055)**

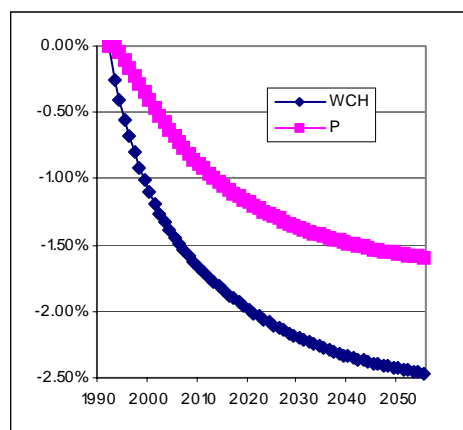
**Taux de chômage (UR) (écart absolu par rapport à la base - en point de pourcentage)**



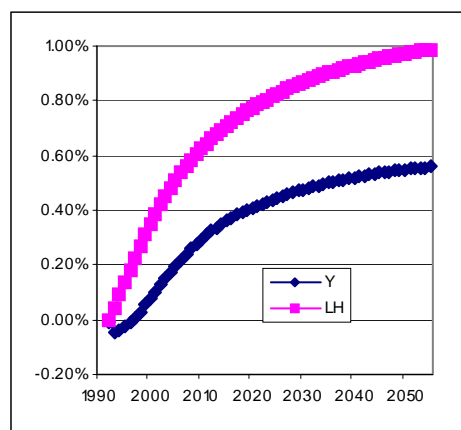
**Taux de satisfaction des vacances (M/V) (écart en pour cent par rapport à la base)**



**Salaire coût (WCH) et prix de la valeur ajoutée (P) (écart en pour cent par rapport à la base)**



**Emploi (LH) et valeur ajoutée (Y) (écart en pour cent par rapport à la base)**



## D. Hausse de 10 % de l'efficacité du processus d'appariement

Dans cette simulation, l'efficacité du processus d'appariement entre l'offre et la demande d'emplois est relevée de 10 %. Le coût d'une telle amélioration n'est pas mesurable. Toutefois, on peut calculer ex ante son incidence sur le coût du travail: la hausse de 10 % de l'efficacité de l'appariement représente, en t et t+5, 0,08 % de la valeur ajoutée du secteur marchand et 0,14 % du coût salarial.

### 1. Modèle 1 (marché du travail homogène, taux de chômage dans l'équation salariale de long terme)

#### Long terme

L'efficacité accrue du processus d'appariement implique une baisse de 13 % de la durée moyenne d'une vacance d'emploi. Suite à la baisse du coût d'appariement, et partant, une diminution de 0,14 % du coût réel du travail, on observe à long terme une croissance de l'emploi (+0,29 %) et de la production (+0,21 %) ainsi qu'un recul (-0,17 point de pourcentage) du taux de chômage. La baisse de la productivité du travail (0,21 % - 0,29 % = -0,08 %) et de l'indice des prix de la valeur ajoutée (-0,29 %) entraîne une diminution du coût salarial nominal (-0,20 %) en dépit de la régression du taux de chômage. Le stock de capital progresse (+0,06 %) mais le ratio capital-travail se détériore sous l'effet de la baisse du coût relatif du travail (-0,23 %).

Il est à remarquer que le coût salarial réel augmente (-0,20 % - (-0,29 %) = 0,09 %) mais que cette augmentation est totalement compensée par une baisse du coût indirect du travail avec pour résultat une baisse du coût nominal du travail de -0,43 % (deux fois plus que le recul de -0,20 % du coût salarial nominal) et donc de -0,14 % du coût réel du travail. La technologie de l'appariement entre offre et demande d'emplois a des effets macroéconomiques non négligeables.

La réduction du coût du travail influence à la baisse (-0,29 %) le déflateur du PIB et l'indice des prix à la consommation (-0,24 %). Cette évolution implique une légère hausse (+0,04 %) du salaire net réel malgré le recul du salaire net nominal (-0,20 %). La question de l'arbitrage à long terme entre le niveau de vie global (output, emploi) et le niveau de vie des actifs (salaire net réel) ne se pose pas.

#### Phase de transition

A court et moyen terme, cette question se pose quelque peu puisque le salaire net réel baisse sensiblement (en t: -0,13 % - 0,01 % = -0,14 %; en t+10: -0,13 % - (-0,11 %) = -0,02 %) suite à un recul du coût salarial nominal et à l'inertie à la baisse de l'indice des prix à la consommation.

On n'observe pas de recul de la demande ni à court, ni à moyen terme (en t+10: 0,09 %) puisque l'effet de l'emploi (en t: +0,23 %; en t+10: +0,25 %) sur la masse salariale réelle fait plus que compenser la baisse du salaire net réel (en t: -0,14 %, en t+10: -0,02 %). Plus les prix à la consommation et les prix de l'output baissent durant la période de transition, plus la stimulation de la demande agrégée, via la masse salariale et l'effet de compétitivité, est importante.



**TABLEAU 25 - Effets d'une hausse de 10 % de l'efficacité du processus d'appariement (modèle 1)**  
(écarts en pour cent par rapport à la base, sauf mention contraire)

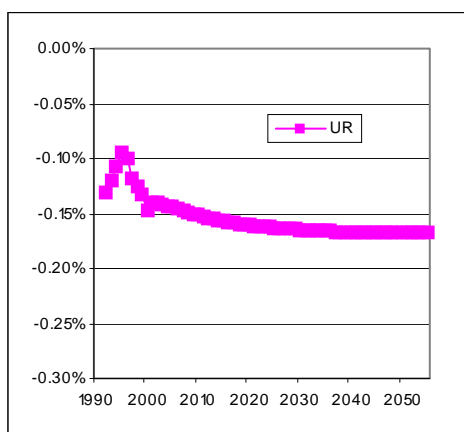
	t	t + 5 ans	t + 10 ans	t + 20 ans	t + 30 ans	long terme <sup>a</sup>
PIB (volume)	0,00	0,09	0,15	0,19	0,20	0,21
Stock de capital fixe	0,00	0,01	0,02	0,04	0,06	0,06
Déflateur du PIB	0,01	-0,09	-0,16	-0,23	-0,27	-0,29
Indice des prix à la consommation	0,01	-0,05	-0,11	-0,18	-0,22	-0,24
Emploi	0,23	0,21	0,25	0,27	0,28	0,29
Taux de chômage (différences absolues)	-0,13	-0,12	-0,14	-0,15	-0,16	-0,17
Taux de vacances satisfaites	16,13	12,56	13,32	13,22	13,13	13,07
Coût horaire nominal total du travail <sup>b</sup>	-0,39	-0,32	-0,36	-0,40	-0,42	-0,43
Coût salarial horaire nominal	-0,13	-0,11	-0,13	-0,17	-0,19	-0,20
Salaire net horaire nominal	-0,13	-0,11	-0,13	-0,17	-0,19	-0,20

a. est généralement atteint à partir de t + 50 ans

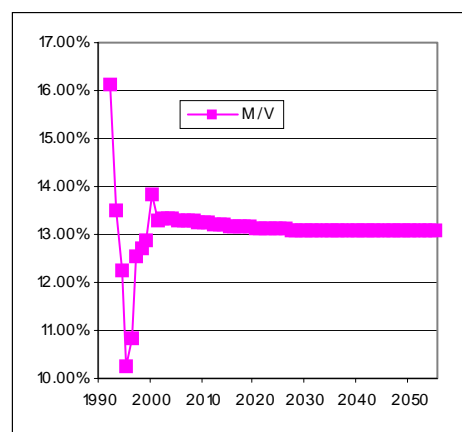
b. coût salarial augmenté des frais de recherche d'un travailleur

**FIGURE 23 - Hausse de 10 % de l'efficacité du processus d'appariement (modèle 1, 1992-2055)**

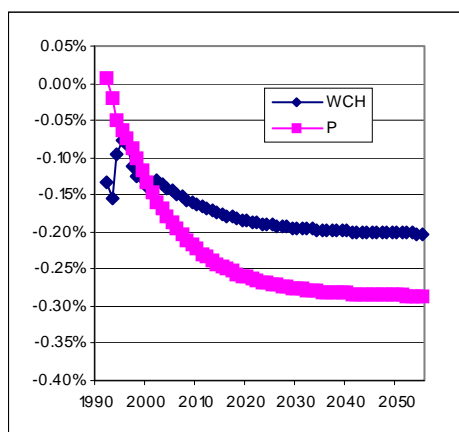
**Taux de chômage (UR) (écart absolu par rapport à la base - en point de pourcentage)**



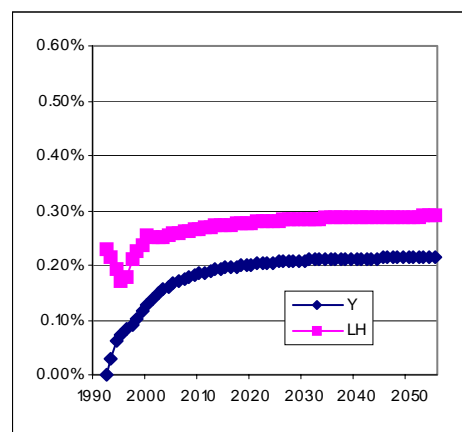
**Taux de satisfaction des vacances (M/V) (écart en pour cent par rapport à la base)**



**Salaire coût (WCH) et prix de la valeur ajoutée (P) (écart en pour cent par rapport à la base)**



**Emploi (LH) et valeur ajoutée (Y) (écart en pour cent par rapport à la base)**



## 2. Modèle 2 (marché du travail homogène, rapport chômeurs-emplois vacants dans l'équation salariale de long terme)

### Modèle 2 versus modèle 1: long terme...

Les effets stimulants à long terme d'une efficacité accrue du processus d'appariement entre l'offre et la demande d'emplois sont plus marqués dans le modèle 2 que dans le modèle 1. On observe une croissance plus nette de l'emploi (+0,60 % au lieu de +0,29 %) et de la production (+0,43 % au lieu de +0,21 %) ainsi qu'un recul plus rapide du taux de chômage (-0,35 % au lieu de -0,17 %), rendu possible par une baisse plus sensible du coût salarial nominal (-0,82 % au lieu de -0,20 %) et du coût réel du travail (-0,34 % au lieu de -0,14 %). La diminution plus forte de la productivité du travail ((0,43 % - 0,60 % = -0,17 %) au lieu de (0,21 % - 0,29 % = -0,08 %)) contribue à un recul plus sensible du coût salarial dans le modèle 2 que dans le modèle 1.

Compte tenu d'une diminution plus marquée du coût relatif du travail, le ratio capital-travail (-0,51 % au lieu de -0,23 %) baisse plus rapidement. Le stock de capital lui progresse un peu plus que dans le modèle 1 (+0,09 % contre +0,06 %). Le modèle 2 génère des reculs plus nets du déflateur du PIB (-0,64 %), et par conséquent, de l'indice des prix à la consommation (-0,55 %) que le modèle 1 (respectivement -0,29 % et -0,24 %). Malgré le fléchissement plus sensible de l'indice des prix à la consommation, on observe une baisse du salaire réel dans le modèle 2 (-0,27 %) alors que dans le modèle 1, on obtient une légère hausse du salaire réel (+0,04 %).

### ... phase de transition

Dans un premier temps, le modèle 2 réagit de la même manière que le modèle 1. Ce n'est qu'à partir de t+5 que les différences dans la formation salariale se marquent. Dans le modèle 2, la formation salariale est en effet directement influencée par l'efficacité du processus d'appariement, alors que dans le modèle 1, seuls les effets dérivés (via le niveau des prix, la productivité du travail et le taux de chômage) jouent. Dans le modèle 2 (modèle 1), on observe, en t+5, une croissance de 0,49 % (0,21 %) de l'emploi et de 0,19 % (0,09 %) de la production ainsi qu'une baisse de 0,58 % (0,11 %) du coût salarial nominal et de 0,48 % (0,23 %) du coût réel du travail. En t+5, le taux de chômage a perdu 0,27 point de pourcentage dans le modèle 2 (contre 0,12 dans le modèle 1).

**TABLEAU 26 - Effets d'une hausse de 10 % de l'efficacité du processus d'appariement (modèle 2)**  
(écarts en pour cent par rapport à la base, sauf mention contraire)

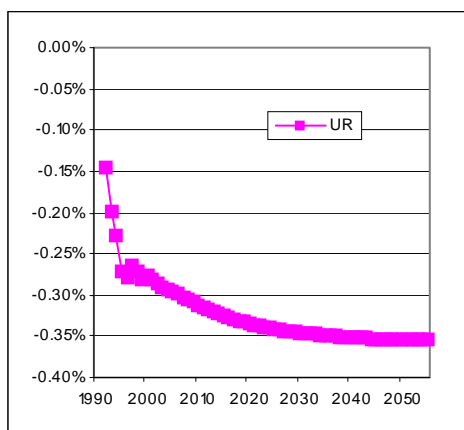
	t	t + 5 ans	t + 10 ans	t + 20 ans	t + 30 ans	long terme <sup>a</sup>
PIB (volume)	0,00	0,19	0,30	0,39	0,42	0,43
Stock de capital fixe	0,00	0,03	0,05	0,08	0,09	0,09
Déflateur du PIB	-0,03	-0,26	-0,41	-0,55	-0,61	-0,64
Indice des prix à la consommation	-0,03	-0,17	-0,30	-0,44	-0,51	-0,55
Emploi	0,26	0,49	0,52	0,56	0,59	0,60
Taux de chômage (différences absolues)	-0,15	-0,27	-0,29	-0,32	-0,34	-0,35
Taux de vacances satisfaites	9,66	12,99	12,08	11,92	11,71	11,41
Coût horaire nominal total du travail <sup>b</sup>	-0,36	-0,74	-0,82	-0,91	-0,94	-0,97
Coût salarial horaire nominal	-0,25	-0,58	-0,67	-0,76	-0,79	-0,82
Salaire net horaire nominal	-0,25	-0,58	-0,67	-0,76	-0,79	-0,82

a. est généralement atteint à partir de t + 60 ans

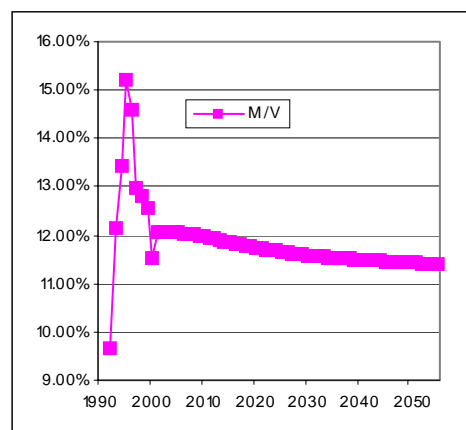
b. coût salarial augmenté des frais de recherche d'un travailleur

**FIGURE 24 - Hausse de 10 % de l'efficacité du processus d'appariement (modèle 2, 1992-2055)**

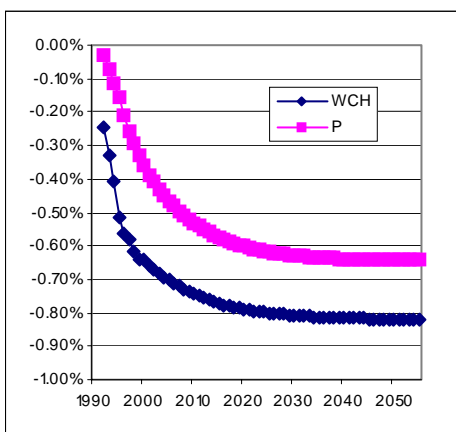
**Taux de chômage (UR) (écart absolu par rapport à la base - en point de pourcentage)**



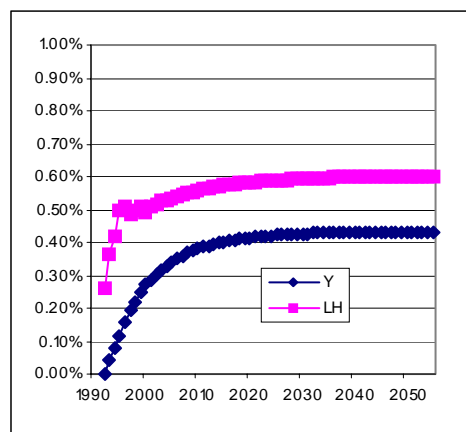
**Taux de satisfaction des vacances (M/V) (écart en pour cent par rapport à la base)**



**Salaire coût (WCH) et prix de la valeur ajoutée (P) (écart en pour cent par rapport à la base)**



**Emploi (LH) et valeur ajoutée (Y) (écart en pour cent par rapport à la base)**



## E. Hausse de 1 % de l'offre de travail

Dans cette simulation, l'offre de travail est relevée de 1 %, correspondant à 40 600 personnes en t et 41 000 en t+5. Cette hausse exogène peut être la conséquence de diverses mesures comme la progression du taux de participation féminine, la réinsertion des chômeurs âgés non demandeurs d'emploi sur le marché du travail, le relèvement de l'âge effectif de la retraite ou une immigration accrue.

L'objectif à terme est de rendre l'offre de travail endogène par le biais de variables socio-économiques. Les futurs développements du modèle avec travail hétérogène devraient permettre de mesurer les répercussions de modifications dans la composition de la population active (qualifiés vs. moins qualifiés) induites par les mesures susmentionnées.

## 1. Modèle 1 (marché du travail homogène, taux de chômage dans l'équation salariale de long terme)

### Long terme

A long terme, la progression de 1 % de l'offre de travail entraîne une croissance de 1 % du taux de chômage (+0,38 point de pourcentage). Conjugée à la baisse de la productivité du travail (-0,35 %) et au recul de l'indice des prix de la valeur ajoutée (-1,31 %), cette évolution débouche sur une diminution du coût salarial nominal (-1,94 %). La baisse du coût salarial nominal est renforcée par le recul du coût indirect du travail (la durée moyenne d'une vacance d'emploi se réduit de 1,65 %), avec pour résultat une diminution de 1,97 % du coût nominal du travail. La baisse de 0,66 % du coût réel du travail permet une croissance de 0,91 % de l'emploi et de 0,56 % de la production. Sous l'effet de la baisse du coût relatif du travail, le ratio capital-travail se réduit dans des proportions identiques (-1,05 %), et le stock de capital décroît (-0,14 % - en d'autres termes, l'effet de substitution domine l'effet volume).

La diminution à long terme du coût du travail influence à la baisse le déflateur du PIB et l'indice des prix à la consommation (respectivement -1,31 % et -1,12 %). En raison du recul du coût salarial et malgré le fléchissement de l'indice des prix à la consommation, le salaire net réel diminue aussi (-0,82 %). Par conséquent, un arbitrage doit être opéré entre croissance économique et niveau de vie des travailleurs.

### Phase de transition

Dans un premier temps, le salaire nominal ne réagit pas à la croissance du taux de chômage (+0,86 %) mais on observe un meilleur appariement entre l'offre et la demande de travail suite à la croissance de l'offre d'emploi (la durée d'une vacance se réduit de 0,44 %). On enregistre par conséquent une baisse limitée du coût du travail réel (-0,01 %), une faible hausse de l'emploi (+0,07 %) et de la demande agrégée (+0,10 %). Dans un deuxième temps, dès lors que l'on observe une baisse sensible du coût salarial en réaction à l'évolution du taux de chômage, la hausse de la demande agrégée s'atténue. La progression parallèle de l'emploi ne suffit pas à compenser la baisse du salaire net réel, ce qui explique que la demande agrégée n'ait progressé que de 0,11 % en t+5. Par la suite, après t+5, la croissance de l'emploi (+0,45 %) et la baisse des prix de l'output (-0,35 %) soutiennent la demande agrégée.

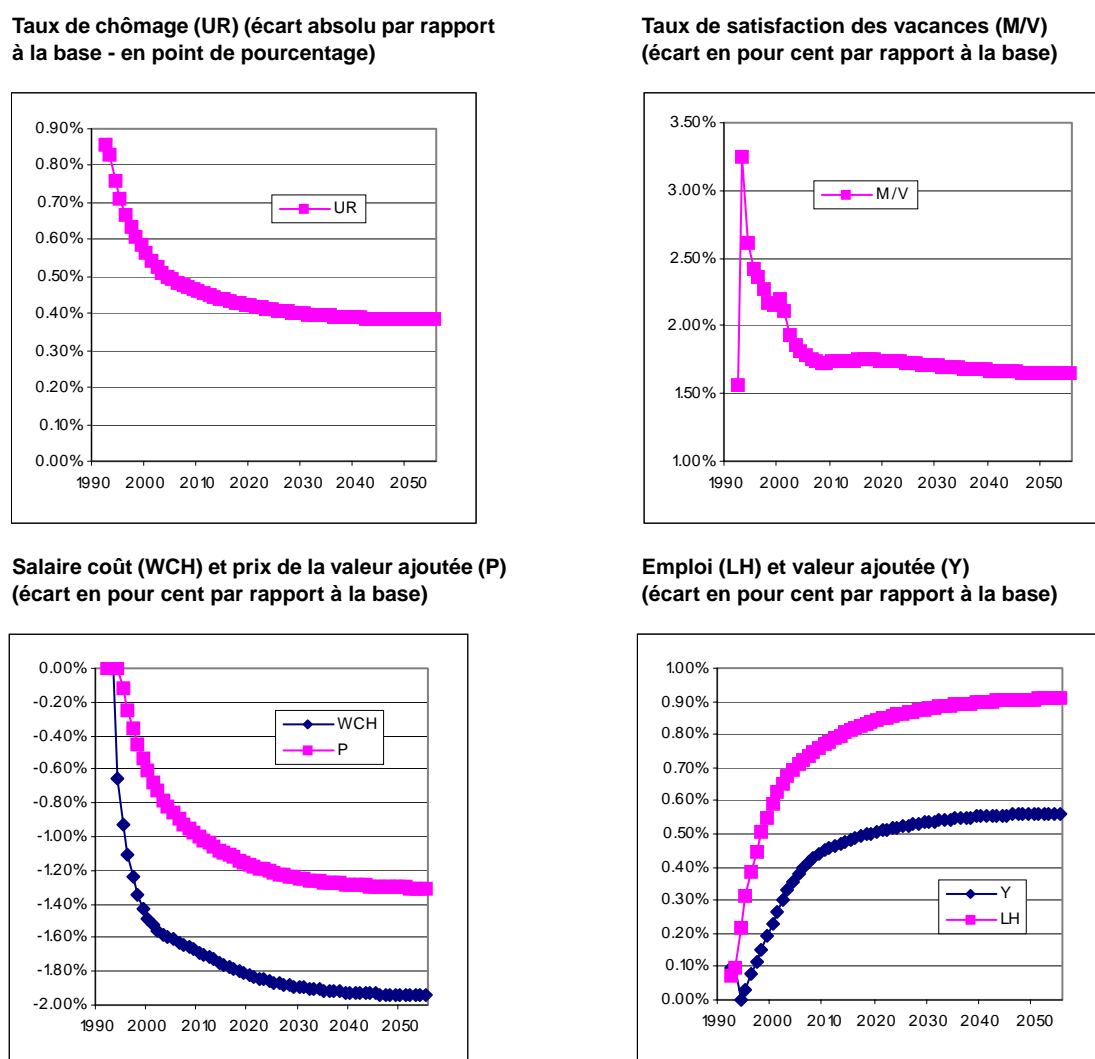
**TABLEAU 27 - Effets d'une hausse de 1 % de l'offre de travail (modèle 1)**  
(écarts en pour cent par rapport à la base, sauf mention contraire)

	t	t + 5 ans	t + 10 ans	t + 20 ans	t + 30 ans	long terme <sup>a</sup>
PIB (volume)	0,10	0,11	0,30	0,47	0,51	0,56
Stock de capital fixe	0,02	0,03	-0,06	-0,16	-0,15	-0,14
Déflateur du PIB	0,00	-0,35	-0,73	-1,04	-1,19	-1,31
Indice des prix à la consommation	0,00	-0,21	-0,50	-0,83	-0,98	-1,12
Emploi	0,07	0,45	0,65	0,79	0,85	0,91
Taux de chômage (différences absolues)	0,86	0,64	0,52	0,45	0,42	0,38
Taux de vacances satisfaites	1,57	2,28	1,93	1,74	1,74	1,65
Coût horaire nominal total du travail <sup>b</sup>	-0,01	-1,28	-1,59	-1,75	-1,87	-1,97
Coût salarial horaire nominal	0,01	-1,24	-1,56	-1,72	-1,84	-1,94
Salaire net horaire nominal	0,01	-1,24	-1,56	-1,72	-1,84	-1,94

a. est généralement atteint à partir de t + 50 ans

b. coût salarial augmenté des frais de recherche d'un travailleur

FIGURE 25 - Hausse de 1 % de l'offre de travail (modèle 1, 1992-2055)



## 2. Modèle 2 (marché du travail homogène, rapport chômeurs-emplois vacants dans l'équation salariale de long terme)

### Modèle 2 versus modèle 1: long terme...

A long terme, la hausse de l'offre de travail dans le modèle 2 entraîne une baisse plus limitée du coût salarial nominal (-0,42 % au lieu de -1,94 %) et du coût réel du travail (-0,15 % au lieu de -0,66 %) et par conséquent une plus faible croissance de l'emploi (+0,31 % au lieu de +0,91%) et une progression plus rapide du taux de chômage (+0,74 % au lieu de +0,38 %). Le coût indirect du travail diminue plus rapidement dans le modèle 2 que dans le modèle 1 (la durée moyenne d'une vacance d'emploi baisse de 2,88 % au lieu de 1,65 %), mais cet effet n'est pas suffisant pour compenser le recul plus faible du coût salarial. Le ratio capital-travail se tasse sous l'effet de la baisse du coût relatif du travail, mais dans une moindre mesure que dans le modèle 1 (-0,24 % au lieu de -1,05 %). On observe également une hausse du stock de capital (+0,07 %) plutôt qu'une baisse (-0,14 %).

La diminution plus lente du coût du travail implique que le déflateur du PIB (-0,30 % au lieu de -1,31 %) et l'indice des prix à la consommation (-0,25 % au lieu de -1,12 %) fléchissent moins, de même que le salaire net réel (seulement -0,17 % au lieu de -0,82 %).

Les différences entre les deux modèles trouvent principalement leur source au niveau de la formation salariale. La hausse du taux de chômage dans le modèle 1 modère davantage le coût salarial nominal que la progression du rapport chômeurs-emplois vacants dans le modèle 2.

### ...phase de transition

Dans un premier temps, les deux économies réagissent de manière analogue. Toutefois, des différences entre les deux modèles se manifestent déjà à court et à moyen terme: en t+10, le modèle 2 (modèle 1) génère une hausse de l'emploi de 0,18 % (0,65 %), une croissance de la production de 0,12 % (0,30 %), et une progression du taux chômage de 0,78 point de pourcentage (0,52 point de pourcentage).

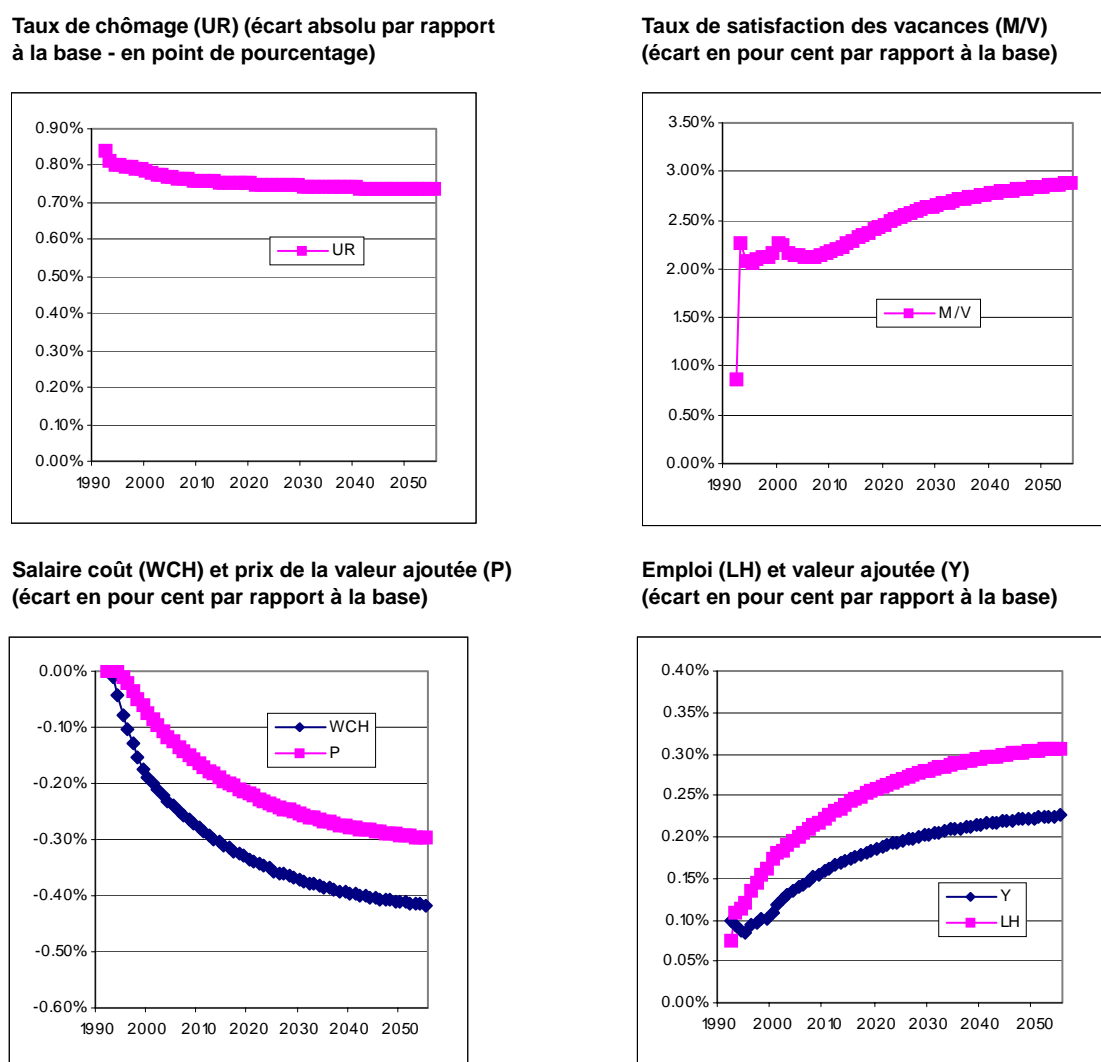
**TABLEAU 28 - Effets d'une hausse de 1 % de l'offre de travail (modèle 2)**  
(écarts en pour cent par rapport à la base, sauf mention contraire)

	t	t + 5 ans	t + 10 ans	t + 20 ans	t + 30 ans	long terme <sup>a</sup>
PIB (volume)	0,10	0,10	0,12	0,17	0,19	0,23
Stock de capital fixe	0,02	0,08	0,09	0,07	0,06	0,07
Déflateur du PIB	0,00	-0,04	-0,10	-0,18	-0,23	-0,30
Indice des prix à la consommation	0,00	-0,02	-0,07	-0,14	-0,18	-0,25
Emploi	0,07	0,14	0,18	0,23	0,26	0,31
Taux de chômage (différences absolues)	0,84	0,79	0,78	0,76	0,75	0,74
Taux de vacances satisfaites	0,87	2,12	2,16	2,23	2,51	2,88
Coût horaire nominal total du travail <sup>b</sup>	0,01	-0,16	-0,24	-0,32	-0,38	-0,45
Coût salarial horaire nominal	0,02	-0,13	-0,21	-0,29	-0,34	-0,42
Salaire net horaire nominal	0,02	-0,13	-0,21	-0,29	-0,34	-0,42

a. est généralement atteint à partir de t + 60 ans

b. coût salarial augmenté des frais de recherche d'un travailleur

FIGURE 26 - Hausse de 1 % de l'offre de travail (modèle 2, 1992-2055)



## F. Conclusions

En premier lieu, la différence de modélisation de l'équation de salaire selon les deux versions du modèle explique que les effets de long terme sont différents. Le premier modèle prévoit à long terme des effets réels plus faibles (en d'autres termes une stimulation moindre de l'emploi et de la production et une baisse moins nette du taux de chômage) que le deuxième modèle dans le cas de baisses de cotisations, d'une diminution du taux de remplacement et d'un accroissement de l'efficacité du processus d'appariement. Par contre, une augmentation de l'offre de travail est plus facilement absorbée à long terme par l'économie du modèle 1 que par l'économie du modèle 2 avec pour résultat une hausse plus nette de l'emploi et de la production ainsi qu'une progression moins rapide du taux de chômage. Le facteur principal à l'origine de ces divergences est l'influence plus nette à la hausse (à la baisse) exercée par des tensions accrues (réduites) sur le marché du travail sur le coût salarial dans le modèle 1 (via le taux de chômage) que dans le modèle 2 (via le ratio chômeurs - emplois vacants).

Ensuite, le processus de convergence vers l'équilibre de long terme s'effectue plus lentement dans le modèle 2 que dans le modèle 1.

Enfin, le délai avant que les effets de long terme ne commencent à se développer peut être relativement long (5 ans). Ceci peut s'expliquer aussi bien par l'ampleur du choc introduit et le processus d'adaptation vers le nouvel équilibre, que par les déséquilibres initiaux existant dans l'économie réelle qui sont progressivement absorbés par le mécanisme de correction d'erreurs.





## Referenties

- Bossier F., Vanhorebeek F. (2000), *Simulations with the HERMES II model for Belgium*, Federal Planning Bureau Working Paper 11-00.
- Bovenberg A.L., Graafland J.J., de Mooij R.A. (1998), *Tax reform and the Dutch Labor Market: An Applied General Equilibrium Approach*, Centraal Planbureau Research Memorandum, n°143.
- Broer P., Draper N. en Huizinga F. (2000), *The equilibrium rate of unemployment in the Netherlands*, Centraal Planbureau, mimeo.
- Broersma L., Van Ours J.C. (1999), *Job Searchers, Job Matches and the Elasticity of Matching*, Labour Economics, Vol. 6, n°1.
- Bureau fédéral du Plan (2003), *Rapport final du projet Mesures pour l'emploi*, Bureau fédéral du Plan.
- Cahuc P., Zylberberg A. (2001), *Le marché du travail*, Eds De Boeck Université.
- Centraal Planbureau (1997), *Jade: a Model for the Joint Analysis of Dynamics and Equilibrium*, Centraal Planbureau Working Paper, n°99.
- Cockx B., Van der Linden B. and Karaa A. (1998). *Active labour market policies and job tenure*, Oxford Economic Papers, 685-708.
- Graafland J. J., de Mooij R.A. (1999), *Fiscal Policy and the labour market: An AGE analysis*, Economic Modelling 16, 189-219.
- Graafland J.J., Huizinga F.H. (1999), *Taxes and Benefits in a non-linear wage equation*, Centraal Planbureau Research Memorandum, n°125.
- Hamermesh D.S. (1993), *Labor Demand*, Princeton University Press.
- Heathfield D.F., Wibe S. (1987), *An Introduction to Cost and Production Functions*, MacMillan, London.
- Hebbink G.E. (1991), *Production Factor Substitution and Employment by Age Group*, Tinbergen Instituut, Research Memorandum Series, TI-1991/55.

- Hertveldt B., Lebrun I. (2002), *MODRIM II: A quarterly model for the Belgian Economy*, Federaal Planbureau, mimeo.
- Jackman R., Layard R., Nickell S. (1991), *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press.
- Jackman R., Layard R., Nickell S. (1999), *Combating Unemployment: Is Flexibility Enough?*, in *Tackling Unemployment*, Macmillan Eds, London.
- Jeanfils P. (2000), *A model with explicit expectations for Belgium*, NBB Working Paper 4.
- Joyeux C. (2002), *Tensions sur le marché du travail et salaires: une note technique*, Federaal Planbureau, mimeo, ADDG6356.
- Joyeux C., Stockman P. (2002), *Patronale bijdrageverminderingen en loonkostvoet: een partiële analyse voor 1995-2000*, Bureau fédéral du Plan, Rapport REPO981.
- Manacorda M., Petrongolo B. (1999), *Skill Mismatch and Unemployment in OECD countries*, *Economica* 66, 181-207.
- Ministère Fédéral de l'emploi et du travail (1998). *Clés pour... les aides à l'embauche: réductions du coût du travail*.
- Pindyck R.S., Rubinfeld D.L. (1998), *Econometrics Models and Economic Forecasts*, McGrawHill, Singapore.
- Pissarides C.A. (1998), *The Impact of Employment Tax Cuts on Unemployment and Wages*, *European Economic Review*, n°42.
- Petrongolo B., Pissarides C.A. (2001), *Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function*, *Journal of Economic Literature*, Vol. XXXIX.
- Saintrain M. (1998), *L'impôt des personnes physiques en Belgique: une analyse macro-économique*, Federal Planning Bureau Working Paper 1-98.
- Sneessens H.R. (1998), *Technological Bias and Unemployment: A Macroeconomic Perspective*, IRES, mimeo, 27 p.
- Stockman P. (2002), *General and selective reductions in employer social-security contributions in the 2002 vintage of HERMES - A revision of WP 8-01*, Federal Planning Bureau Working Paper 6-02.



## Annexe statistique

### A. Description des données

**TABLEAU 29 - Description de la banque de données**

Intitulé	statut	définition	source	calcul
AMCC	exogène	Allocation journalière moyenne en chômage complet	ONEM	
d	exogène	taux de dépréciation du capital	HERMES	rapport entre les sommes sectorielles des amortissements réels (DPOx) et des stocks de capital (Kx) (*)
HM	exogène	durée moyenne du travail		LH/L
I	endogène	investissements bruts	HERMES	somme sectorielle de l'investissement brut défini comme la somme de la croissance du stock de capital (Kx-Kx(-1)) et des amortissements réels (DPOx)
K	endogène	stock de capital	HERMES	somme sectorielle des stocks de capital Kx
L	endogène	emploi salarié du secteur marchand, en têtes	HERMES	somme sectorielle des emplois NFX + NFDOM
LH	endogène	emploi salarié du secteur marchand, en heures	HERMES	somme sectorielle des heures prestées (NFX . HMx)
M	endogène	nombre de vacances satisfaites	ONEM	moyenne annuelle de juillet à juin des embauches, celles-ci étant définies comme la différence entre les vacances ouvertes au cours d'un mois et les "places vacantes insatisfaites en fin de mois"
N	exogène	population active	HERMES	(ULCPJ+L+NG+NI) (I) ou (ULCP+L+NG+NI) (II)
NG	endogène	emploi du secteur public	HERMES	NG
NI	endogène	emploi indépendant	HERMES	NI
P	endogène	indice du prix de la valeur ajoutée du secteur marchand	HERMES	QVUT/QVOT
Pc	endogène	indice des prix à la consommation	HERMES	PCH
PCLD	endogène	part des chômeurs de longue durée	ONEM	moyenne des part des CCI-DE de plus d'un an observées au 30 juin de deux années consécutives
Peme	exogène	indice des prix des importations énergétiques	HERMES	PEME
Pi	endogène	indice des prix de l'investissement	HERMES	rapport entre les sommes sectorielles des amortissements en valeur (DPUx) et réels (DPOx)
Pimp	exogène	indice des prix à l'importation	HERMES	PM
Pk	endogène	coût d'usage du capital		$Pk = Pi(ACT + \delta + cEPC - cEPI)$ où ACT est un taux d'actualisation supposé constant, et cEPC et cEPI sont des croissances anticipées de prix (cf. équations 56 et 57).
PI	endogène	coût total du travail, incluant un coût de recherche		voir éq. 27

Intitulé	statut	définition	source	calcul
Pm	exogène	indice des prix de la valeur ajoutée des producteurs étrangers	NIME	EU_PASP
Rp		taux de remplacement		$(26*12*AMCC)/(HM*WNH)$
U	endogène	chômeurs complets indemnisés (CCI-DE) en fin de mois - moyenne sur les mois de juin à mai	ONEM	
ULCP	endogène (II)	CCI-DE en fin de mois, moyenne sur l'année civile	HERMES	ULCP
ULCPJ	endogène (I)	CCI-DE fin juin	HERMES	ULCPJ
Ur	endogène	taux de chômage		$ULCPJ/(ULCPJ+L+NG+NI)$ (I) ou $ULCP/(ULCP+L+NG+NI)$ (II)
T	endogène	coin salarial transformé		$(WEDGE-1)/WEDGE$
TPB	endogène	taux de cotisations patronales à la sécurité sociale (en % du salaire brut)		$TPC/(1-TPC)$
TPC	exogène	taux de cotisations patronales à la sécurité sociale (en % du salaire coût)	HERMES	$(SSFT+SSFDM)/(WBFU+WDOM+SSFT)$
TWB	endogène	taux de prélèvements personnels (à la sécurité sociale et à l'IPP, en % du salaire brut)		$TWC*(1+TPB)$
TWC	exogène	taux de prélèvements personnels (à la sécurité sociale et à l'IPP, en % du salaire coût)	HERMES	$1000*SSH3W/(WBFU+WDOM+SSFT)$ + $1000*IPPF(WBFU+WDOM+SSFT)$
V	endogène	emplois vacants, moyenne de juillet à juin	ONEM	moyenne des vacances ouvertes de juillet à juin, les vacances ouvertes au cours d'un mois étant définies comme la somme des "places vacantes en suspens" à la fin du mois précédent et des "des places vacantes reçues" durant le mois courant
VFAJ	endogène (II)	emploi vacants, moyenne sur l'année civile	ONEM	moyenne sur l'année civile des vacances ouvertes
WCH	endogène	coût salarial horaire	HERMES	$(WBFU+WDOM+SSFT)/LH$
WEDGE	endogène	coin salarial		$(PC/P)/(1-TPC-TWC)$
WNH	endogène	salaire horaire net		$WCH*(1-TPC-TWC)$
Y	endogène	valeur ajoutée du secteur marchand (y compris indépendants)	HERMES	QVOT
YDR	endogène	revenu disponible réel	HERMES	YDH/PC
Yw	exogène	demande mondiale	HERMES	QWXSS
ZF	endogène	indice d'indexation des salaires du secteur marchand	HERMES	ZF

HERMES = hav082002 (en SEC95);

(\*) secteurs marchands d'HERMES; x = A (agriculture), B (construction), C (biens de consommation), CR (secteur financier), E (énergie), HA (commerce et horeca), K (biens d'investissement), OS (autres services), Q (biens intermédiaires), SA (soins de santé), Z (transport et communications);

I = modèle 1, II = modèle 2.

## B. Indicateurs de qualité d'ajustement ex-post

Cette annexe fournit la définition des indicateurs de qualité d'ajustement ex-post utilisés. Le RMSE (root mean square error) et le RMSPE (root mean square percentage error) sont définis analytiquement par:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^s - Y_t^o)^2} \quad , \quad RMSPE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left( \frac{Y_t^s - Y_t^o}{Y_t^o} \right)^2} \quad (75)$$

où:  $Y_t^s$  est la valeur simulée de la variable en t;  
 $Y_t^o$  est la valeur observée de la variable en t;  
T est le nombre de périodes simulées.

L'erreur moyenne absolue (mean absolute error, MAE) est définie par:

$$MAE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |Y_t^s - Y_t^o| \quad (76)$$

Le coefficient d'inégalité de Theil (Theil's inequality coefficient, TIC), prenant valeurs dans l'intervalle [0; 1], est défini par:

$$TIC = \frac{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^s - Y_t^o)^2}}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^s)^2} + \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^o)^2}} \quad (77)$$

Il peut être décomposé en:

$$TIC^M = \frac{(\bar{Y}^s - \bar{Y}^o)^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^s - Y_t^o)^2} \quad ; \quad TIC^S = \frac{(\sigma_s - \sigma_o)^2}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^s - Y_t^o)^2} \quad ; \quad TIC^A = \frac{2(1-\rho)\sigma_s\sigma_o}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^s - Y_t^o)^2} \quad (78)$$

où:

- $\sigma_o$  et  $\sigma_s$  représentent les écarts-types des séries observées et simulées;
- $\bar{Y}^o$  et  $\bar{Y}^s$  sont les moyennes arithmétiques de ces deux séries;
- $\rho$  est le coefficient de corrélation entre ces deux séries.

La proportion  $TIC^M$  est indicatrice d'une erreur systématique dans la mesure où elle indique l'écart entre les moyennes des séries observée et simulée. La proportion  $TIC^S$  reflète le degré de correspondance de la variabilité des deux séries.  $TIC^A$  représente l'erreur résiduelle de simulation ( $TIC^M + TIC^S + TIC^A = 1$ ). Idéalement la distribution de l'inégalité entre ces trois facteurs est  $TIC^M = 0$ ,  $TIC^S = 0$ ,  $TIC^A = 1$ .

## C. Lexique des variables reprises dans les tableaux de simulation

### *variables relatives au secteur marchand:*

Y = valeur ajoutée; LH = heures prestées; K = stock de capital; WCH = salaire coût nominal horaire; WNH = salaire net nominal horaire; PL = coût nominal du travail; P = prix de la valeur ajoutée; PK = prix du capital; ZF = indice d'indexation des salaires;

### *autres variables:*

PC = prix à la consommation; UR = taux de chômage; M = vacances satisfaites; V = nombre moyen de vacances de juin à mai; ULCP = nombre moyen de CCI-DE inscrits en fin de mois; VFAJ = nombre moyen de vacances sur l'année civile.

## D. Simulations à l'équilibre stationnaire de la version 1 du modèle (facteur travail homogène, taux de chômage dans l'équation de salaire de long terme)

Les résultats reflètent pour l'ensemble des variables, y compris le taux de chômage, les évolutions relatives par rapport à l'année t-1 (base=100).

**TABLEAU 30 - Simulation d'une réduction de 1 % du taux de cotisations patronales<sup>1</sup>**

	Y	LH	K	WCH	WNH	PL	P	PK	PI	PC	ZF	UR	M	V
t-1	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
t	100,14	100,44	100,03	98,69	100,71	98,71	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	96,95	102,06	103,39
t+1	100,26	100,51	100,08	98,69	100,71	98,72	99,75	99,80	99,85	99,86	99,90	96,44	100,78	102,33
t+2	100,34	100,50	100,11	98,93	100,96	98,96	99,62	99,85	99,76	99,78	99,80	96,51	100,46	101,98
t+3	100,36	100,49	100,13	99,07	101,10	99,09	99,58	99,74	99,73	99,74	99,75	96,61	100,43	101,91
t+4	100,36	100,49	100,14	99,12	101,15	99,15	99,57	99,67	99,72	99,72	99,72	96,61	100,49	101,97
t+5	100,36	100,49	100,15	99,15	101,18	99,17	99,56	99,65	99,71	99,70	99,71	96,57	100,51	102,00
t+10	100,38	100,52	100,13	99,13	101,16	99,16	99,51	99,63	99,67	99,63	99,64	96,37	100,55	102,13
t+20	100,41	100,57	100,10	99,06	101,09	99,09	99,43	99,58	99,60	99,53	99,54	96,00	100,59	102,33
t+30	100,43	100,60	100,09	99,02	101,05	99,05	99,38	99,56	99,57	99,48	99,49	95,85	100,60	102,42
t+40	100,43	100,60	100,09	99,00	101,03	99,04	99,37	99,55	99,55	99,46	99,47	95,78	100,61	102,46
t+50	100,44	100,61	100,09	99,00	101,02	99,03	99,36	99,55	99,55	99,45	99,46	95,75	100,61	102,47
t+60	100,44	100,61	100,09	98,99	101,02	99,03	99,35	99,54	99,54	99,45	99,46	95,74	100,61	102,48
t+70	100,44	100,61	100,09	98,99	101,02	99,03	99,35	99,54	99,54	99,44	99,46	95,73	100,61	102,48
t+80	100,44	100,61	100,09	98,99	101,02	99,03	99,35	99,54	99,54	99,44	99,45	95,73	100,61	102,49
t+90	100,44	100,61	100,09	98,99	101,02	99,02	99,35	99,54	99,54	99,44	99,45	95,73	100,61	102,49
t+100	100,44	100,61	100,09	98,99	101,02	99,02	99,35	99,54	99,54	99,44	99,45	95,72	100,61	102,49

1. La signification des variables reprises dans le tableau est définie à la section C de la présente annexe.

**TABLEAU 31 - Simulation d'une réduction de 1 % du taux de cotisations personnelles<sup>1</sup>**

	Y	LH	K	WCH	WNH	PL	P	PK	PI	PC	ZF	UR	M	V
t-1	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
t	100,23	100,33	100,05	99,29	101,32	99,31	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	97,71	101,54	102,53
t+1	100,27	100,38	100,09	99,19	101,22	99,21	99,87	99,89	99,92	99,93	99,95	97,37	100,56	101,69
t+2	100,30	100,38	100,13	99,27	101,31	99,29	99,78	99,91	99,86	99,87	99,88	97,31	100,42	101,58
t+3	100,30	100,39	100,15	99,29	101,33	99,31	99,73	99,84	99,83	99,84	99,85	97,26	100,42	101,61
t+4	100,30	100,41	100,16	99,28	101,32	99,30	99,71	99,79	99,81	99,81	99,82	97,15	100,46	101,70
t+5	100,31	100,42	100,17	99,26	101,30	99,29	99,68	99,76	99,79	99,79	99,80	97,04	100,48	101,77
t+10	100,35	100,49	100,16	99,17	101,20	99,20	99,58	99,68	99,71	99,69	99,70	96,58	100,53	102,02
t+20	100,40	100,56	100,10	99,08	101,11	99,11	99,45	99,60	99,62	99,56	99,57	96,08	100,58	102,29
t+30	100,42	100,59	100,09	99,03	101,06	99,06	99,40	99,57	99,58	99,50	99,51	95,88	100,60	102,40
t+40	100,43	100,60	100,09	99,01	101,04	99,04	99,37	99,55	99,56	99,47	99,48	95,80	100,61	102,45
t+50	100,44	100,61	100,09	99,00	101,03	99,03	99,36	99,55	99,55	99,45	99,46	95,76	100,61	102,47
t+60	100,44	100,61	100,09	98,99	101,02	99,03	99,35	99,54	99,55	99,45	99,46	95,74	100,61	102,48
t+70	100,44	100,61	100,09	98,99	101,02	99,03	99,35	99,54	99,54	99,44	99,46	95,73	100,61	102,48
t+80	100,44	100,61	100,09	98,99	101,02	99,03	99,35	99,54	99,54	99,44	99,45	95,73	100,61	102,49
t+90	100,44	100,61	100,09	98,99	101,02	99,02	99,35	99,54	99,54	99,44	99,45	95,73	100,61	102,49
t+100	100,44	100,61	100,09	98,99	101,02	99,02	99,35	99,54	99,54	99,44	99,45	95,73	100,61	102,49

**TABLEAU 32 - Simulation d'une réduction de 1 % du taux de remplacement<sup>2</sup>**

	Y	LH	K	WCH	WNH	PL	P	PK	PI	PC	ZF	UR	M	V
t-1	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
t	99,99	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,03	99,98	99,96
t+1	99,96	100,03	99,99	99,79	99,79	99,80	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	99,77	100,17	100,27
t+2	99,96	100,08	99,98	99,62	99,62	99,63	99,96	99,97	99,98	99,98	99,98	99,45	100,25	100,48
t+3	99,98	100,12	99,98	99,51	99,51	99,51	99,91	99,95	99,94	99,95	99,96	99,18	100,26	100,61
t+4	99,99	100,15	99,97	99,43	99,43	99,44	99,85	99,92	99,91	99,91	99,92	98,96	100,26	100,71
t+5	100,01	100,18	99,96	99,38	99,38	99,39	99,81	99,88	99,88	99,88	99,89	98,78	100,27	100,80
t+10	100,10	100,26	99,91	99,25	99,25	99,26	99,65	99,73	99,76	99,75	99,76	98,19	100,30	101,08
t+20	100,17	100,33	99,87	99,15	99,15	99,17	99,50	99,63	99,66	99,60	99,61	97,73	100,34	101,32
t+30	100,19	100,35	99,88	99,10	99,10	99,12	99,44	99,59	99,61	99,53	99,54	97,54	100,36	101,42
t+40	100,20	100,36	99,89	99,08	99,08	99,10	99,41	99,58	99,58	99,50	99,51	97,46	100,37	101,47
t+50	100,21	100,37	99,89	99,07	99,07	99,09	99,40	99,57	99,58	99,49	99,50	97,42	100,37	101,49
t+60	100,21	100,37	99,88	99,07	99,07	99,09	99,39	99,57	99,57	99,48	99,49	97,40	100,37	101,50
t+70	100,21	100,37	99,88	99,06	99,06	99,08	99,39	99,57	99,57	99,48	99,49	97,39	100,37	101,50
t+80	100,21	100,37	99,88	99,06	99,06	99,08	99,39	99,57	99,57	99,48	99,49	97,38	100,37	101,51
t+90	100,21	100,37	99,88	99,06	99,06	99,08	99,39	99,57	99,57	99,48	99,49	97,38	100,37	101,51
t+100	100,21	100,38	99,88	99,06	99,06	99,08	99,39	99,57	99,57	99,48	99,49	97,38	100,37	101,51

1. La signification des variables reprises dans le tableau est définie à la section C de la présente annexe.

2. La signification des variables reprises dans le tableau est définie à la section C de la présente annexe.

**TABLEAU 33 - Simulation d'un accroissement de 10 % de l'efficacité du processus d'appariement<sup>1</sup>**

	Y	LH	K	WCH	WNH	PL	P	PK	PI	PC	ZF	UR	M	V
t-1	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
t	100,00	100,20	100,00	99,88	99,88	99,65	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	98,59	100,95	88,36
t+1	100,03	100,23	100,01	99,82	99,82	99,59	99,98	99,98	99,99	99,99	99,99	98,37	100,35	87,92
t+2	100,06	100,23	100,01	99,87	99,87	99,64	99,94	99,97	99,97	99,97	99,97	98,37	100,23	87,81
t+3	100,08	100,23	100,01	99,89	99,89	99,66	99,93	99,96	99,95	99,96	99,96	98,38	100,23	87,80
t+4	100,10	100,23	100,02	99,90	99,90	99,66	99,91	99,94	99,94	99,94	99,95	98,37	100,24	87,82
t+5	100,11	100,24	100,02	99,89	99,89	99,66	99,90	99,92	99,93	99,93	99,94	98,35	100,25	87,84
t+10	100,16	100,25	100,02	99,87	99,87	99,64	99,83	99,88	99,89	99,88	99,88	98,24	100,26	87,89
t+20	100,19	100,27	100,05	99,83	99,83	99,60	99,76	99,82	99,84	99,81	99,82	98,10	100,28	87,95
t+30	100,21	100,28	100,06	99,81	99,81	99,58	99,73	99,81	99,81	99,78	99,78	98,03	100,28	87,99
t+40	100,21	100,29	100,06	99,80	99,80	99,57	99,72	99,80	99,80	99,76	99,77	98,00	100,29	88,00
t+50	100,21	100,29	100,06	99,80	99,80	99,57	99,71	99,80	99,80	99,76	99,76	97,98	100,29	88,01
t+60	100,21	100,29	100,06	99,80	99,80	99,57	99,71	99,80	99,80	99,75	99,76	97,97	100,29	88,02
t+70	100,21	100,29	100,06	99,80	99,80	99,57	99,71	99,80	99,80	99,75	99,76	97,97	100,29	88,02
t+80	100,21	100,29	100,06	99,80	99,80	99,57	99,71	99,80	99,80	99,75	99,76	97,97	100,29	88,02
t+90	100,21	100,29	100,06	99,80	99,80	99,57	99,71	99,80	99,80	99,75	99,76	97,97	100,29	88,02
t+100	100,21	100,29	100,06	99,80	99,80	99,57	99,71	99,80	99,80	99,75	99,76	97,97	100,29	88,02

**TABLEAU 34 - Simulation d'un accroissement de 1 % de l'offre de travail<sup>2</sup>**

	Y	LH	K	WCH	WNH	PL	P	PK	PI	PC	ZF	UR	M	V
t-1	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
t	100,11	100,09	100,02	100,02	100,02	99,99	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	110,31	100,40	98,76
t+1	100,10	100,11	100,04	100,00	100,00	99,93	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	110,14	100,20	96,39
t+2	100,00	100,23	100,03	99,33	99,33	99,27	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	109,28	100,69	97,21
t+3	100,03	100,34	100,03	99,04	99,04	98,98	99,87	99,90	99,92	99,93	99,95	108,59	100,71	97,49
t+4	100,08	100,41	100,03	98,88	98,88	98,82	99,74	99,88	99,84	99,85	99,87	108,10	100,67	97,63
t+5	100,12	100,46	100,03	98,77	98,77	98,72	99,63	99,78	99,77	99,78	99,80	107,72	100,66	97,78
t+10	100,30	100,65	99,94	98,48	98,48	98,44	99,28	99,46	99,52	99,50	99,52	106,41	100,75	98,37
t+20	100,47	100,81	99,84	98,27	98,27	98,23	98,95	99,22	99,27	99,17	99,19	105,33	100,84	98,88
t+30	100,52	100,87	99,85	98,15	98,15	98,12	98,80	99,13	99,16	99,01	99,03	104,91	100,88	99,09
t+40	100,55	100,89	99,86	98,10	98,10	98,07	98,74	99,10	99,11	98,93	98,95	104,72	100,90	99,19
t+50	100,56	100,91	99,86	98,08	98,08	98,05	98,71	99,09	99,09	98,90	98,92	104,62	100,91	99,24
t+60	100,56	100,91	99,86	98,07	98,07	98,04	98,70	99,08	99,08	98,89	98,91	104,58	100,92	99,26
t+70	100,57	100,92	99,86	98,07	98,07	98,04	98,69	99,08	99,08	98,88	98,90	104,56	100,92	99,27
t+80	100,57	100,92	99,86	98,07	98,07	98,04	98,69	99,08	99,08	98,88	98,90	104,55	100,92	99,27
t+90	100,57	100,92	99,86	98,06	98,06	98,04	98,69	99,08	99,08	98,88	98,90	104,55	100,92	99,28
t+100	100,57	100,92	99,86	98,06	98,06	98,04	98,69	99,08	99,08	98,88	98,90	104,55	100,92	99,28

1. La signification des variables reprises dans le tableau est définie à la section C de la présente annexe.

2. La signification des variables reprises dans le tableau est définie à la section C de la présente annexe.



## E. Simulations à l'équilibre stationnaire de la version 2 du modèle (facteur travail homogène, taux de vacances dans l'équation de salaire de long terme)

Les résultats reflètent pour l'ensemble des variables, y compris le taux de chômage, les évolutions relatives par rapport à l'année t-1 (base=100).

**TABLEAU 35 - Simulation d'une réduction de 1 % du taux de cotisations patronales<sup>1</sup>**

	Y	LH	K	WCH	WNH	PL	P	PK	PI	PC	ZF	UR	Ulcp/ Vfaj	M	V
t-2	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
t-1	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,01	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	102,18	103,55
t	100,13	100,46	100,02	98,59	100,61	98,61	99,99	99,99	99,99	99,99	99,99	96,69	94,00	100,66	102,28
t+1	100,29	100,51	100,08	98,78	100,80	98,81	99,72	99,78	99,83	99,84	99,88	96,39	94,22	100,60	102,29
t+2	100,32	100,53	100,11	98,80	100,83	98,83	99,61	99,86	99,76	99,77	99,78	96,25	94,05	100,61	102,36
t+3	100,34	100,54	100,12	98,83	100,85	98,86	99,54	99,69	99,70	99,71	99,72	96,12	93,84	100,65	102,47
t+4	100,36	100,57	100,13	98,84	100,86	98,87	99,49	99,63	99,67	99,66	99,68	95,96	93,61	100,64	102,53
t+5	100,38	100,58	100,13	98,84	100,86	98,87	99,46	99,59	99,64	99,63	99,64	95,84	93,44	100,65	102,58
t+10	100,44	100,65	100,10	98,79	100,81	98,82	99,33	99,49	99,54	99,48	99,50	95,37	92,74	100,70	102,85
t+20	100,51	100,75	100,04	98,60	100,62	98,65	99,15	99,38	99,40	99,30	99,31	94,66	91,67	100,78	103,26
t+30	100,54	100,81	100,02	98,47	100,48	98,51	99,03	99,31	99,32	99,18	99,20	94,20	90,99	100,84	103,52
t+40	100,57	100,85	100,01	98,38	100,39	98,43	98,95	99,26	99,26	99,11	99,12	93,90	90,55	100,87	103,69
t+50	100,59	100,88	100,00	98,32	100,33	98,37	98,90	99,23	99,23	99,06	99,08	93,71	90,27	100,89	103,80
t+100	100,62	100,92	99,99	98,23	100,24	98,28	98,83	99,18	99,17	98,98	99,00	93,41	89,82	100,92	103,98
t+150	100,62	100,93	99,99	98,22	100,23	98,27	98,82	99,17	99,16	98,97	98,99	93,37	89,77	100,93	104,00
t+200	100,62	100,93	99,99	98,22	100,23	98,27	98,82	99,17	99,16	98,97	98,99	93,37	89,77	100,93	104,00

**TABLEAU 36 - Simulation d'une réduction de 1 % du taux de cotisations personnelles<sup>2</sup>**

	Y	LH	K	WCH	WNH	PL	P	PK	PI	PC	ZF	UR	Ulcp/ Vfaj	M	V
t-2	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
t-1	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	101,52	102,47
t	100,24	100,32	100,05	99,34	101,38	99,36	99,99	99,99	99,99	99,99	99,99	97,69	95,83	100,42	101,51
t+1	100,29	100,34	100,10	99,38	101,41	99,40	99,86	99,89	99,92	99,92	99,94	97,55	96,05	100,44	101,60
t+2	100,29	100,36	100,13	99,33	101,37	99,35	99,80	99,92	99,87	99,88	99,89	97,40	95,81	100,47	101,70
t+3	100,29	100,39	100,15	99,30	101,33	99,32	99,75	99,84	99,84	99,84	99,85	97,24	95,55	100,50	101,81
t+4	100,29	100,41	100,16	99,26	101,29	99,28	99,71	99,80	99,81	99,81	99,82	97,07	95,29	100,52	101,90
t+5	100,30	100,43	100,17	99,22	101,25	99,24	99,67	99,76	99,78	99,78	99,78	96,91	95,05	100,53	101,99
t+10	100,36	100,53	100,15	99,03	101,06	99,06	99,51	99,64	99,67	99,64	99,65	96,21	93,99	100,61	102,38
t+20	100,45	100,68	100,06	98,75	100,77	98,79	99,27	99,47	99,50	99,41	99,43	95,17	92,44	100,73	102,96
t+30	100,51	100,77	100,02	98,56	100,58	98,60	99,11	99,36	99,38	99,26	99,27	94,53	91,49	100,80	103,33
t+40	100,55	100,82	100,01	98,44	100,45	98,48	99,01	99,29	99,30	99,16	99,17	94,13	90,89	100,84	103,56
t+50	100,57	100,86	100,00	98,36	100,37	98,41	98,94	99,25	99,25	99,09	99,11	93,87	90,50	100,87	103,71
t+100	100,61	100,92	99,98	98,23	100,24	98,28	98,83	99,18	99,17	98,98	99,00	93,45	89,88	100,92	103,95
t+150	100,62	100,92	99,98	98,22	100,23	98,27	98,82	99,17	99,16	98,97	98,99	93,40	89,81	100,92	103,98
t+200	100,62	100,92	99,98	98,22	100,23	98,27	98,82	99,17	99,16	98,97	98,99	93,40	89,81	100,92	103,98

1. La signification des variables reprises dans le tableau est définie à la section C de la présente annexe.

2. La signification des variables reprises dans le tableau est définie à la section C de la présente annexe.

**TABLEAU 37 - Simulation d'une réduction de 1 % du taux de remplacement<sup>1</sup>**

	Y	LH	K	WCH	WNH	PL	P	PK	PI	PC	ZF	UR	Ulcpl/ Vfaj	M	V
t-2	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
t-1	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	99,98	99,96
t	99,99	100,00	100,00	99,99	99,99	99,99	99,99	99,99	99,99	99,99	99,99	100,03	99,86	100,22	100,34
t+1	99,96	100,04	99,99	99,73	99,73	99,74	99,99	99,99	99,99	99,99	99,99	99,69	99,25	100,26	100,53
t+2	99,97	100,09	99,98	99,58	99,58	99,59	99,94	99,95	99,96	99,96	99,96	99,37	98,75	100,29	100,70
t+3	99,98	100,13	99,97	99,44	99,44	99,45	99,88	99,94	99,92	99,92	99,93	99,06	98,28	100,33	100,87
t+4	99,99	100,17	99,96	99,32	99,32	99,33	99,82	99,89	99,88	99,88	99,89	98,76	97,81	100,37	101,04
t+5	100,01	100,22	99,95	99,20	99,20	99,22	99,75	99,84	99,84	99,84	99,85	98,46	97,36	100,40	101,20
t+10	100,12	100,40	99,88	98,78	98,78	98,80	99,46	99,61	99,64	99,62	99,63	97,18	95,41	100,54	101,90
t+20	100,31	100,64	99,75	98,24	98,24	98,28	99,02	99,28	99,33	99,23	99,25	95,41	92,76	100,73	102,88
t+30	100,41	100,80	99,71	97,91	97,91	97,95	98,73	99,08	99,12	98,96	98,98	94,32	91,13	100,85	103,50
t+40	100,48	100,89	99,69	97,69	97,69	97,74	98,55	98,96	98,98	98,78	98,80	93,62	90,10	100,93	103,90
t+50	100,52	100,96	99,68	97,56	97,56	97,61	98,43	98,88	98,89	98,66	98,69	93,16	89,43	100,98	104,17
t+100	100,59	101,06	99,65	97,34	97,34	97,40	98,24	98,76	98,75	98,48	98,51	92,43	88,35	101,06	104,60
t+150	100,60	101,07	99,64	97,31	97,31	97,38	98,22	98,75	98,74	98,46	98,49	92,35	88,23	101,07	104,65
t+200	100,60	101,07	99,64	97,31	97,31	97,37	98,21	98,75	98,74	98,45	98,48	92,34	88,22	101,07	104,65

**TABLEAU 38 - Simulation d'un accroissement de 10 % de l'efficacité du processus d'appariement<sup>2</sup>**

	Y	LH	K	WCH	WNH	PL	P	PK	PI	PC	ZF	UR	Ulcpl/ Vfaj	M	V
t-2	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
t-1	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	101,19	101,92
t	99,99	100,25	100,00	99,77	99,77	99,67	99,99	99,99	99,99	99,99	99,99	98,20	103,08	101,61	89,86
t+1	100,03	100,54	100,00	99,53	99,53	99,32	99,95	99,96	99,97	99,96	99,97	96,13	107,43	100,73	89,27
t+2	100,11	100,58	100,01	99,49	99,49	99,28	99,87	99,92	99,92	99,92	99,93	95,85	107,46	100,64	89,23
t+3	100,16	100,59	100,03	99,46	99,46	99,25	99,81	99,90	99,88	99,88	99,89	95,77	107,37	100,64	89,26
t+4	100,21	100,60	100,04	99,43	99,43	99,22	99,76	99,84	99,84	99,84	99,85	95,70	107,24	100,65	89,30
t+5	100,25	100,61	100,05	99,40	99,40	99,19	99,71	99,80	99,81	99,81	99,82	95,62	107,12	100,66	89,33
t+10	100,39	100,65	100,09	99,29	99,29	99,09	99,54	99,66	99,69	99,66	99,67	95,32	106,60	100,69	89,48
t+20	100,51	100,72	100,14	99,14	99,14	98,93	99,34	99,52	99,54	99,46	99,47	94,86	105,79	100,75	89,72
t+30	100,55	100,77	100,15	99,03	99,03	98,83	99,24	99,45	99,46	99,35	99,37	94,52	105,21	100,79	89,89
t+40	100,58	100,80	100,14	98,97	98,97	98,77	99,17	99,42	99,42	99,29	99,31	94,28	104,81	100,81	90,00
t+50	100,59	100,82	100,13	98,92	98,92	98,72	99,14	99,39	99,39	99,25	99,27	94,13	104,56	100,83	90,08
t+100	100,62	100,85	100,12	98,85	98,85	98,66	99,08	99,36	99,35	99,19	99,21	93,90	104,15	100,86	90,20
t+150	100,62	100,86	100,12	98,84	98,84	98,65	99,07	99,35	99,34	99,19	99,20	93,87	104,11	100,86	90,21
t+200	100,62	100,86	100,12	98,84	98,84	98,65	99,07	99,35	99,34	99,19	99,20	93,87	104,11	100,86	90,21

1. La signification des variables reprises dans le tableau est définie à la section C de la présente annexe.

2. La signification des variables reprises dans le tableau est définie à la section C de la présente annexe.

**TABLEAU 39 - Simulation d'un accroissement de 1 % de l'offre de travail<sup>1</sup>**

	Y	LH	K	WCH	WNH	PL	P	PK	PI	PC	ZF	UR	Ulcp/ Vfaj	M	V
t-2	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
t-1	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	99,98	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,66	99,31
t	100,11	100,14	100,02	99,97	99,97	99,92	99,99	99,99	99,99	99,99	99,99	110,14	113,76	100,38	96,55
t+1	100,11	100,19	100,04	99,91	99,91	99,84	99,98	99,99	99,99	99,98	99,98	109,77	114,91	100,25	96,46
t+2	100,11	100,20	100,05	99,88	99,88	99,82	99,96	99,98	99,98	99,97	99,97	109,68	114,86	100,24	96,47
t+3	100,12	100,21	100,06	99,86	99,86	99,79	99,94	99,97	99,96	99,96	99,96	109,63	114,78	100,25	96,50
t+4	100,13	100,22	100,07	99,84	99,84	99,77	99,93	99,95	99,95	99,95	99,95	109,58	114,69	100,25	96,53
t+5	100,14	100,23	100,08	99,81	99,81	99,75	99,91	99,94	99,94	99,93	99,93	109,53	114,60	100,26	96,55
t+10	100,18	100,26	100,09	99,73	99,73	99,66	99,83	99,88	99,88	99,87	99,87	109,27	114,18	100,29	96,68
t+20	100,23	100,32	100,08	99,61	99,61	99,55	99,72	99,80	99,80	99,77	99,77	108,87	113,53	100,34	96,88
t+30	100,26	100,35	100,07	99,53	99,53	99,47	99,65	99,75	99,75	99,70	99,71	108,62	113,11	100,37	97,00
t+40	100,27	100,38	100,06	99,48	99,48	99,42	99,61	99,73	99,72	99,66	99,66	108,45	112,85	100,39	97,08
t+50	100,28	100,39	100,06	99,45	99,45	99,39	99,58	99,71	99,70	99,63	99,64	108,35	112,68	100,40	97,13
t+100	100,30	100,42	100,05	99,40	99,40	99,34	99,53	99,68	99,67	99,59	99,59	108,18	112,40	100,42	97,22
t+150	100,30	100,42	100,05	99,39	99,39	99,33	99,53	99,68	99,67	99,58	99,59	108,16	112,37	100,42	97,23
t+200	100,30	100,42	100,05	99,39	99,39	99,33	99,53	99,68	99,67	99,58	99,59	108,16	112,36	100,42	97,23

1. La signification des variables reprises dans le tableau est définie à la section C de la présente annexe.

## F. Simulations de la version 1 du modèle (facteur travail homogène, taux de chômage dans l'équation de salaire de long terme) (1992-2055)

Les résultats sont présentés en différences relatives par rapport à la simulation de base, à l'exception du taux de chômage (*Ur*) repris en différence absolue.

**TABEAU 40 - Simulation d'une réduction de 1 % du taux de cotisations patronales<sup>1</sup>**

	Y	LH	K	WCH	WNH	PL	P	PK	PI	PC	ZF	UR	M	V
1992	0,13%	0,41%	0,03%	-1,27%	0,72%	-1,25%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	-0,24%	1,96%	3,16%
1993	0,24%	0,49%	0,07%	-1,28%	0,77%	-1,26%	-0,24%	-0,20%	-0,15%	-0,13%	-0,10%	-0,27%	0,80%	2,05%
1994	0,31%	0,50%	0,10%	-1,11%	0,95%	-1,09%	-0,37%	-0,16%	-0,23%	-0,21%	-0,22%	-0,28%	0,53%	1,65%
1995	0,33%	0,50%	0,12%	-1,05%	0,99%	-1,04%	-0,42%	-0,27%	-0,27%	-0,26%	-0,30%	-0,28%	0,53%	1,65%
1996	0,35%	0,51%	0,13%	-1,00%	1,07%	-0,98%	-0,46%	-0,34%	-0,30%	-0,29%	-0,35%	-0,29%	0,55%	1,74%
1997	0,37%	0,52%	0,13%	-0,97%	1,09%	-0,95%	-0,47%	-0,37%	-0,31%	-0,32%	-0,39%	-0,29%	0,56%	1,78%
1998	0,39%	0,53%	0,14%	-0,93%	1,14%	-0,91%	-0,49%	-0,39%	-0,33%	-0,34%	-0,41%	-0,30%	0,54%	1,77%
1999	0,39%	0,53%	0,13%	-0,93%	1,11%	-0,91%	-0,50%	-0,39%	-0,34%	-0,36%	-0,43%	-0,30%	0,55%	1,84%
2000	0,39%	0,54%	0,13%	-0,95%	1,08%	-0,92%	-0,51%	-0,40%	-0,35%	-0,37%	-0,44%	-0,31%	0,57%	1,98%
2001	0,41%	0,55%	0,13%	-0,93%	1,10%	-0,90%	-0,52%	-0,40%	-0,36%	-0,39%	-0,45%	-0,31%	0,57%	1,98%
2002	0,41%	0,55%	0,13%	-0,91%	1,12%	-0,89%	-0,53%	-0,41%	-0,37%	-0,40%	-0,46%	-0,31%	0,56%	1,89%
2003	0,41%	0,55%	0,12%	-0,91%	1,12%	-0,88%	-0,54%	-0,41%	-0,37%	-0,42%	-0,47%	-0,31%	0,56%	1,88%
2004	0,41%	0,55%	0,12%	-0,91%	1,12%	-0,89%	-0,54%	-0,41%	-0,38%	-0,43%	-0,47%	-0,31%	0,57%	1,90%
2005	0,41%	0,56%	0,12%	-0,92%	1,11%	-0,90%	-0,55%	-0,42%	-0,38%	-0,43%	-0,47%	-0,31%	0,57%	1,92%
2006	0,41%	0,56%	0,11%	-0,93%	1,10%	-0,90%	-0,56%	-0,42%	-0,39%	-0,44%	-0,48%	-0,32%	0,58%	1,93%
2007	0,41%	0,57%	0,11%	-0,94%	1,09%	-0,91%	-0,56%	-0,42%	-0,39%	-0,45%	-0,48%	-0,32%	0,58%	1,96%
2008	0,41%	0,57%	0,11%	-0,95%	1,08%	-0,92%	-0,57%	-0,42%	-0,40%	-0,46%	-0,49%	-0,32%	0,58%	1,99%
2009	0,42%	0,57%	0,11%	-0,95%	1,07%	-0,93%	-0,58%	-0,43%	-0,40%	-0,47%	-0,49%	-0,32%	0,59%	2,02%
2010	0,42%	0,58%	0,10%	-0,96%	1,07%	-0,93%	-0,59%	-0,43%	-0,41%	-0,48%	-0,50%	-0,33%	0,59%	2,06%
2011	0,42%	0,58%	0,10%	-0,96%	1,06%	-0,94%	-0,59%	-0,43%	-0,41%	-0,49%	-0,50%	-0,33%	0,59%	2,09%
2012	0,42%	0,58%	0,10%	-0,97%	1,06%	-0,94%	-0,60%	-0,43%	-0,42%	-0,49%	-0,51%	-0,33%	0,59%	2,12%
2013	0,42%	0,58%	0,10%	-0,97%	1,06%	-0,94%	-0,60%	-0,44%	-0,42%	-0,50%	-0,51%	-0,33%	0,59%	2,15%
2014	0,43%	0,59%	0,10%	-0,97%	1,05%	-0,95%	-0,61%	-0,44%	-0,42%	-0,50%	-0,51%	-0,34%	0,59%	2,18%
2015	0,43%	0,59%	0,10%	-0,98%	1,05%	-0,95%	-0,61%	-0,44%	-0,43%	-0,51%	-0,52%	-0,34%	0,60%	2,20%
2016	0,43%	0,59%	0,10%	-0,98%	1,05%	-0,95%	-0,61%	-0,44%	-0,43%	-0,51%	-0,52%	-0,34%	0,60%	2,22%
2017	0,43%	0,59%	0,09%	-0,98%	1,05%	-0,95%	-0,62%	-0,44%	-0,43%	-0,52%	-0,52%	-0,34%	0,60%	2,24%
2018	0,43%	0,59%	0,09%	-0,98%	1,04%	-0,95%	-0,62%	-0,44%	-0,43%	-0,52%	-0,52%	-0,34%	0,60%	2,26%
2019	0,43%	0,59%	0,09%	-0,99%	1,04%	-0,96%	-0,62%	-0,45%	-0,44%	-0,52%	-0,53%	-0,34%	0,60%	2,28%
2020	0,43%	0,60%	0,09%	-0,99%	1,04%	-0,96%	-0,62%	-0,45%	-0,44%	-0,53%	-0,53%	-0,34%	0,60%	2,30%
2021	0,43%	0,60%	0,09%	-0,99%	1,04%	-0,96%	-0,63%	-0,45%	-0,44%	-0,53%	-0,53%	-0,35%	0,60%	2,31%
2022	0,43%	0,60%	0,09%	-0,99%	1,04%	-0,96%	-0,63%	-0,45%	-0,44%	-0,53%	-0,53%	-0,35%	0,60%	2,32%
2023	0,43%	0,60%	0,09%	-0,99%	1,03%	-0,96%	-0,63%	-0,45%	-0,44%	-0,53%	-0,53%	-0,35%	0,60%	2,33%
2024	0,43%	0,60%	0,09%	-0,99%	1,03%	-0,96%	-0,63%	-0,45%	-0,44%	-0,53%	-0,53%	-0,35%	0,60%	2,34%
2025	0,43%	0,60%	0,09%	-1,00%	1,03%	-0,96%	-0,63%	-0,45%	-0,44%	-0,54%	-0,53%	-0,35%	0,60%	2,35%
2026	0,43%	0,60%	0,09%	-1,00%	1,03%	-0,97%	-0,63%	-0,45%	-0,45%	-0,54%	-0,53%	-0,35%	0,60%	2,36%
2027	0,43%	0,60%	0,09%	-1,00%	1,03%	-0,97%	-0,64%	-0,45%	-0,45%	-0,54%	-0,54%	-0,35%	0,60%	2,37%
2028	0,43%	0,60%	0,09%	-1,00%	1,03%	-0,97%	-0,64%	-0,45%	-0,45%	-0,54%	-0,54%	-0,35%	0,61%	2,38%
2029	0,43%	0,60%	0,09%	-1,00%	1,03%	-0,97%	-0,64%	-0,45%	-0,45%	-0,54%	-0,54%	-0,35%	0,61%	2,38%
2030	0,43%	0,60%	0,09%	-1,00%	1,03%	-0,97%	-0,64%	-0,45%	-0,45%	-0,54%	-0,54%	-0,35%	0,61%	2,39%
2055	0,44%	0,61%	0,09%	-1,01%	1,02%	-0,98%	-0,65%	-0,46%	-0,46%	-0,56%	-0,55%	-0,35%	0,61%	2,44%

1. La signification des variables reprises dans le tableau est définie à la section C de la présente annexe.

**TABLEAU 41 - Simulation d'une réduction de 1 % du taux de cotisations personnelles<sup>1</sup>**

	Y	LH	K	WCH	WNH	PL	P	PK	PI	PC	ZF	UR	M	V
1992	0,19%	0,33%	0,04%	-0,80%	1,19%	-0,79%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	-0,19%	1,53%	2,48%
1993	0,25%	0,38%	0,08%	-0,87%	1,18%	-0,85%	-0,15%	-0,13%	-0,09%	-0,08%	-0,06%	-0,21%	0,61%	1,58%
1994	0,29%	0,40%	0,12%	-0,79%	1,26%	-0,78%	-0,24%	-0,11%	-0,15%	-0,14%	-0,14%	-0,22%	0,46%	1,35%
1995	0,29%	0,41%	0,14%	-0,78%	1,26%	-0,77%	-0,29%	-0,18%	-0,19%	-0,18%	-0,20%	-0,23%	0,45%	1,36%
1996	0,31%	0,43%	0,15%	-0,80%	1,27%	-0,78%	-0,32%	-0,24%	-0,21%	-0,21%	-0,25%	-0,24%	0,51%	1,51%
1997	0,32%	0,45%	0,16%	-0,82%	1,24%	-0,80%	-0,35%	-0,27%	-0,23%	-0,23%	-0,28%	-0,25%	0,53%	1,59%
1998	0,33%	0,47%	0,16%	-0,83%	1,25%	-0,81%	-0,38%	-0,29%	-0,25%	-0,26%	-0,31%	-0,26%	0,52%	1,61%
1999	0,34%	0,48%	0,16%	-0,84%	1,21%	-0,82%	-0,40%	-0,31%	-0,27%	-0,28%	-0,33%	-0,27%	0,51%	1,67%
2000	0,35%	0,49%	0,16%	-0,85%	1,18%	-0,82%	-0,42%	-0,32%	-0,28%	-0,30%	-0,35%	-0,28%	0,53%	1,80%
2001	0,36%	0,50%	0,16%	-0,85%	1,18%	-0,83%	-0,44%	-0,34%	-0,30%	-0,32%	-0,37%	-0,28%	0,55%	1,84%
2002	0,37%	0,51%	0,15%	-0,85%	1,17%	-0,83%	-0,45%	-0,35%	-0,31%	-0,34%	-0,39%	-0,29%	0,54%	1,79%
2003	0,37%	0,52%	0,15%	-0,86%	1,16%	-0,84%	-0,47%	-0,36%	-0,32%	-0,35%	-0,40%	-0,29%	0,54%	1,79%
2004	0,38%	0,53%	0,14%	-0,88%	1,15%	-0,86%	-0,48%	-0,37%	-0,33%	-0,37%	-0,41%	-0,30%	0,56%	1,82%
2005	0,38%	0,53%	0,14%	-0,89%	1,14%	-0,87%	-0,50%	-0,37%	-0,34%	-0,38%	-0,42%	-0,30%	0,56%	1,85%
2006	0,39%	0,54%	0,13%	-0,90%	1,12%	-0,88%	-0,51%	-0,38%	-0,35%	-0,40%	-0,43%	-0,30%	0,57%	1,87%
2007	0,39%	0,55%	0,12%	-0,91%	1,11%	-0,89%	-0,52%	-0,39%	-0,36%	-0,41%	-0,44%	-0,31%	0,57%	1,91%
2008	0,40%	0,55%	0,12%	-0,92%	1,10%	-0,90%	-0,53%	-0,40%	-0,37%	-0,42%	-0,45%	-0,31%	0,58%	1,94%
2009	0,40%	0,56%	0,11%	-0,93%	1,10%	-0,91%	-0,54%	-0,40%	-0,38%	-0,43%	-0,46%	-0,32%	0,58%	1,98%
2010	0,40%	0,56%	0,11%	-0,94%	1,09%	-0,91%	-0,55%	-0,41%	-0,38%	-0,44%	-0,47%	-0,32%	0,58%	2,01%
2011	0,41%	0,57%	0,10%	-0,94%	1,08%	-0,92%	-0,56%	-0,41%	-0,39%	-0,45%	-0,48%	-0,32%	0,58%	2,05%
2012	0,41%	0,57%	0,10%	-0,95%	1,08%	-0,92%	-0,57%	-0,42%	-0,40%	-0,46%	-0,48%	-0,33%	0,58%	2,08%
2013	0,41%	0,57%	0,10%	-0,95%	1,08%	-0,92%	-0,58%	-0,42%	-0,40%	-0,47%	-0,49%	-0,33%	0,59%	2,11%
2014	0,42%	0,58%	0,10%	-0,96%	1,07%	-0,93%	-0,58%	-0,43%	-0,41%	-0,48%	-0,49%	-0,33%	0,59%	2,14%
2015	0,42%	0,58%	0,09%	-0,96%	1,07%	-0,93%	-0,59%	-0,43%	-0,41%	-0,48%	-0,50%	-0,33%	0,59%	2,17%
2016	0,42%	0,58%	0,09%	-0,96%	1,07%	-0,93%	-0,59%	-0,43%	-0,41%	-0,49%	-0,50%	-0,33%	0,59%	2,19%
2017	0,42%	0,58%	0,09%	-0,96%	1,06%	-0,94%	-0,60%	-0,43%	-0,42%	-0,49%	-0,51%	-0,34%	0,59%	2,22%
2018	0,42%	0,59%	0,09%	-0,97%	1,06%	-0,94%	-0,60%	-0,43%	-0,42%	-0,50%	-0,51%	-0,34%	0,59%	2,24%
2019	0,43%	0,59%	0,09%	-0,97%	1,06%	-0,94%	-0,61%	-0,44%	-0,42%	-0,50%	-0,51%	-0,34%	0,59%	2,25%
2020	0,43%	0,59%	0,09%	-0,97%	1,05%	-0,94%	-0,61%	-0,44%	-0,43%	-0,51%	-0,51%	-0,34%	0,60%	2,27%
2021	0,43%	0,59%	0,09%	-0,98%	1,05%	-0,95%	-0,61%	-0,44%	-0,43%	-0,51%	-0,52%	-0,34%	0,60%	2,29%
2022	0,43%	0,59%	0,09%	-0,98%	1,05%	-0,95%	-0,61%	-0,44%	-0,43%	-0,52%	-0,52%	-0,34%	0,60%	2,30%
2023	0,43%	0,59%	0,09%	-0,98%	1,05%	-0,95%	-0,62%	-0,44%	-0,43%	-0,52%	-0,52%	-0,34%	0,60%	2,31%
2024	0,43%	0,59%	0,09%	-0,98%	1,04%	-0,95%	-0,62%	-0,44%	-0,43%	-0,52%	-0,52%	-0,34%	0,60%	2,33%
2025	0,43%	0,60%	0,09%	-0,99%	1,04%	-0,96%	-0,62%	-0,44%	-0,44%	-0,52%	-0,52%	-0,35%	0,60%	2,34%
2026	0,43%	0,60%	0,09%	-0,99%	1,04%	-0,96%	-0,62%	-0,45%	-0,44%	-0,53%	-0,53%	-0,35%	0,60%	2,34%
2027	0,43%	0,60%	0,09%	-0,99%	1,04%	-0,96%	-0,63%	-0,45%	-0,44%	-0,53%	-0,53%	-0,35%	0,60%	2,35%
2028	0,43%	0,60%	0,09%	-0,99%	1,03%	-0,96%	-0,63%	-0,45%	-0,44%	-0,53%	-0,53%	-0,35%	0,60%	2,36%
2029	0,43%	0,60%	0,09%	-0,99%	1,03%	-0,96%	-0,63%	-0,45%	-0,44%	-0,53%	-0,53%	-0,35%	0,60%	2,37%
2030	0,43%	0,60%	0,09%	-1,00%	1,03%	-0,96%	-0,63%	-0,45%	-0,44%	-0,54%	-0,53%	-0,35%	0,60%	2,37%
2055	0,44%	0,61%	0,09%	-1,01%	1,02%	-0,98%	-0,65%	-0,46%	-0,46%	-0,55%	-0,54%	-0,35%	0,61%	2,43%

1. La signification des variables reprises dans le tableau est définie à la section C de la présente annexe.

**TABLEAU 42 - Simulation d'une réduction de 1 % du taux de remplacement<sup>1</sup>**

	Y	LH	K	WCH	WNH	PL	P	PK	PI	PC	ZF	UR	M	V
1992	-0,01%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	-0,02%	-0,04%
1993	-0,04%	0,03%	-0,01%	-0,21%	-0,21%	-0,20%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	-0,02%	0,19%	0,29%
1994	-0,04%	0,08%	-0,01%	-0,38%	-0,38%	-0,38%	-0,04%	-0,03%	-0,02%	-0,02%	-0,02%	-0,04%	0,25%	0,45%
1995	-0,02%	0,12%	-0,02%	-0,50%	-0,50%	-0,50%	-0,09%	-0,05%	-0,06%	-0,05%	-0,05%	-0,07%	0,26%	0,54%
1996	-0,01%	0,15%	-0,03%	-0,59%	-0,59%	-0,58%	-0,15%	-0,09%	-0,09%	-0,09%	-0,09%	-0,09%	0,28%	0,64%
1997	0,01%	0,18%	-0,04%	-0,65%	-0,65%	-0,64%	-0,20%	-0,13%	-0,13%	-0,12%	-0,13%	-0,10%	0,29%	0,72%
1998	0,03%	0,21%	-0,05%	-0,70%	-0,70%	-0,69%	-0,24%	-0,16%	-0,16%	-0,15%	-0,17%	-0,12%	0,30%	0,78%
1999	0,06%	0,23%	-0,06%	-0,73%	-0,73%	-0,72%	-0,28%	-0,20%	-0,18%	-0,18%	-0,21%	-0,13%	0,31%	0,87%
2000	0,07%	0,25%	-0,07%	-0,76%	-0,76%	-0,74%	-0,31%	-0,23%	-0,21%	-0,21%	-0,25%	-0,14%	0,30%	0,94%
2001	0,09%	0,26%	-0,08%	-0,77%	-0,77%	-0,76%	-0,34%	-0,26%	-0,23%	-0,23%	-0,28%	-0,15%	0,31%	0,98%
2002	0,10%	0,27%	-0,09%	-0,78%	-0,78%	-0,77%	-0,37%	-0,28%	-0,25%	-0,26%	-0,30%	-0,15%	0,32%	0,97%
2003	0,12%	0,28%	-0,10%	-0,79%	-0,79%	-0,78%	-0,39%	-0,30%	-0,26%	-0,28%	-0,32%	-0,16%	0,32%	1,00%
2004	0,13%	0,29%	-0,10%	-0,80%	-0,80%	-0,79%	-0,41%	-0,31%	-0,28%	-0,30%	-0,34%	-0,16%	0,32%	1,02%
2005	0,14%	0,30%	-0,11%	-0,81%	-0,81%	-0,80%	-0,43%	-0,32%	-0,29%	-0,32%	-0,36%	-0,17%	0,32%	1,04%
2006	0,15%	0,30%	-0,12%	-0,82%	-0,82%	-0,80%	-0,44%	-0,34%	-0,30%	-0,33%	-0,37%	-0,17%	0,33%	1,06%
2007	0,15%	0,31%	-0,12%	-0,82%	-0,82%	-0,81%	-0,45%	-0,34%	-0,31%	-0,35%	-0,39%	-0,17%	0,33%	1,08%
2008	0,16%	0,31%	-0,13%	-0,83%	-0,83%	-0,82%	-0,47%	-0,35%	-0,32%	-0,36%	-0,40%	-0,18%	0,33%	1,11%
2009	0,17%	0,32%	-0,13%	-0,84%	-0,84%	-0,82%	-0,48%	-0,36%	-0,33%	-0,37%	-0,41%	-0,18%	0,34%	1,13%
2010	0,17%	0,32%	-0,13%	-0,84%	-0,84%	-0,83%	-0,49%	-0,37%	-0,34%	-0,38%	-0,42%	-0,18%	0,34%	1,15%
2011	0,17%	0,33%	-0,13%	-0,85%	-0,85%	-0,83%	-0,50%	-0,37%	-0,35%	-0,39%	-0,42%	-0,19%	0,34%	1,18%
2012	0,18%	0,33%	-0,13%	-0,85%	-0,85%	-0,84%	-0,51%	-0,38%	-0,35%	-0,40%	-0,43%	-0,19%	0,34%	1,20%
2013	0,18%	0,33%	-0,13%	-0,86%	-0,86%	-0,84%	-0,51%	-0,38%	-0,36%	-0,41%	-0,44%	-0,19%	0,34%	1,22%
2014	0,18%	0,34%	-0,13%	-0,86%	-0,86%	-0,85%	-0,52%	-0,38%	-0,36%	-0,42%	-0,44%	-0,19%	0,35%	1,24%
2015	0,18%	0,34%	-0,13%	-0,87%	-0,87%	-0,85%	-0,53%	-0,39%	-0,37%	-0,43%	-0,45%	-0,19%	0,35%	1,26%
2016	0,19%	0,34%	-0,13%	-0,88%	-0,88%	-0,86%	-0,54%	-0,39%	-0,37%	-0,44%	-0,45%	-0,20%	0,35%	1,28%
2017	0,19%	0,34%	-0,13%	-0,88%	-0,88%	-0,86%	-0,54%	-0,39%	-0,38%	-0,44%	-0,46%	-0,20%	0,35%	1,30%
2018	0,19%	0,34%	-0,12%	-0,89%	-0,89%	-0,87%	-0,55%	-0,40%	-0,38%	-0,45%	-0,46%	-0,20%	0,35%	1,31%
2019	0,19%	0,35%	-0,12%	-0,89%	-0,89%	-0,87%	-0,55%	-0,40%	-0,39%	-0,46%	-0,47%	-0,20%	0,35%	1,32%
2020	0,19%	0,35%	-0,12%	-0,89%	-0,89%	-0,88%	-0,56%	-0,40%	-0,39%	-0,46%	-0,47%	-0,20%	0,35%	1,34%
2021	0,19%	0,35%	-0,12%	-0,90%	-0,90%	-0,88%	-0,56%	-0,41%	-0,39%	-0,47%	-0,47%	-0,20%	0,36%	1,35%
2022	0,19%	0,35%	-0,12%	-0,90%	-0,90%	-0,88%	-0,57%	-0,41%	-0,40%	-0,47%	-0,48%	-0,20%	0,36%	1,36%
2023	0,20%	0,35%	-0,12%	-0,90%	-0,90%	-0,89%	-0,57%	-0,41%	-0,40%	-0,47%	-0,48%	-0,20%	0,36%	1,37%
2024	0,20%	0,35%	-0,12%	-0,91%	-0,91%	-0,89%	-0,57%	-0,41%	-0,40%	-0,48%	-0,48%	-0,21%	0,36%	1,38%
2025	0,20%	0,36%	-0,12%	-0,91%	-0,91%	-0,89%	-0,58%	-0,41%	-0,40%	-0,48%	-0,49%	-0,21%	0,36%	1,39%
2026	0,20%	0,36%	-0,11%	-0,91%	-0,91%	-0,89%	-0,58%	-0,41%	-0,41%	-0,49%	-0,49%	-0,21%	0,36%	1,40%
2027	0,20%	0,36%	-0,11%	-0,92%	-0,92%	-0,90%	-0,58%	-0,42%	-0,41%	-0,49%	-0,49%	-0,21%	0,36%	1,40%
2028	0,20%	0,36%	-0,11%	-0,92%	-0,92%	-0,90%	-0,58%	-0,42%	-0,41%	-0,49%	-0,49%	-0,21%	0,36%	1,41%
2029	0,20%	0,36%	-0,11%	-0,92%	-0,92%	-0,90%	-0,59%	-0,42%	-0,41%	-0,49%	-0,49%	-0,21%	0,36%	1,42%
2030	0,20%	0,36%	-0,11%	-0,92%	-0,92%	-0,90%	-0,59%	-0,42%	-0,41%	-0,50%	-0,50%	-0,21%	0,36%	1,42%
2055	0,21%	0,37%	-0,12%	-0,94%	-0,94%	-0,92%	-0,61%	-0,43%	-0,43%	-0,52%	-0,51%	-0,22%	0,37%	1,48%

1. La signification des variables reprises dans le tableau est définie à la section C de la présente annexe.

**TABLEAU 43 - Simulation d'un accroissement de 10 % de l'efficacité du processus d'appariement<sup>1</sup>**

	Y	LH	K	WCH	WNH	PL	P	PK	PI	PC	ZF	UR	M	V
1992	0,00%	0,23%	0,00%	-0,13%	-0,13%	-0,39%	0,01%	0,01%	0,01%	0,01%	0,01%	-0,13%	0,88%	-15,25%
1993	0,03%	0,22%	0,00%	-0,16%	-0,16%	-0,37%	-0,02%	-0,01%	-0,01%	-0,01%	0,00%	-0,12%	0,16%	-13,36%
1994	0,06%	0,19%	0,01%	-0,09%	-0,09%	-0,29%	-0,05%	-0,03%	-0,03%	-0,02%	-0,02%	-0,11%	0,11%	-12,15%
1995	0,07%	0,17%	0,01%	-0,08%	-0,08%	-0,24%	-0,06%	-0,04%	-0,04%	-0,03%	-0,04%	-0,09%	0,08%	-10,18%
1996	0,08%	0,18%	0,01%	-0,08%	-0,08%	-0,26%	-0,08%	-0,06%	-0,05%	-0,04%	-0,06%	-0,10%	0,22%	-10,62%
1997	0,09%	0,21%	0,01%	-0,11%	-0,11%	-0,32%	-0,09%	-0,07%	-0,06%	-0,05%	-0,07%	-0,12%	0,34%	-12,22%
1998	0,10%	0,22%	0,01%	-0,13%	-0,13%	-0,34%	-0,10%	-0,08%	-0,07%	-0,06%	-0,08%	-0,13%	0,27%	-12,42%
1999	0,12%	0,23%	0,01%	-0,13%	-0,13%	-0,35%	-0,12%	-0,09%	-0,08%	-0,08%	-0,09%	-0,13%	0,27%	-12,61%
2000	0,13%	0,26%	0,01%	-0,14%	-0,14%	-0,38%	-0,13%	-0,10%	-0,09%	-0,09%	-0,11%	-0,15%	0,33%	-13,52%
2001	0,14%	0,25%	0,01%	-0,14%	-0,14%	-0,36%	-0,15%	-0,11%	-0,10%	-0,10%	-0,12%	-0,14%	0,22%	-13,06%
2002	0,15%	0,25%	0,02%	-0,13%	-0,13%	-0,36%	-0,16%	-0,12%	-0,11%	-0,11%	-0,13%	-0,14%	0,25%	-13,07%
2003	0,15%	0,25%	0,02%	-0,14%	-0,14%	-0,36%	-0,17%	-0,13%	-0,11%	-0,12%	-0,14%	-0,14%	0,26%	-13,06%
2004	0,16%	0,26%	0,02%	-0,14%	-0,14%	-0,37%	-0,18%	-0,14%	-0,12%	-0,13%	-0,15%	-0,14%	0,26%	-13,05%
2005	0,17%	0,26%	0,02%	-0,15%	-0,15%	-0,37%	-0,19%	-0,14%	-0,13%	-0,14%	-0,16%	-0,14%	0,27%	-13,04%
2006	0,17%	0,26%	0,02%	-0,15%	-0,15%	-0,38%	-0,20%	-0,15%	-0,13%	-0,15%	-0,17%	-0,15%	0,27%	-13,03%
2007	0,17%	0,26%	0,03%	-0,15%	-0,15%	-0,38%	-0,20%	-0,15%	-0,14%	-0,15%	-0,17%	-0,15%	0,27%	-13,02%
2008	0,18%	0,26%	0,03%	-0,16%	-0,16%	-0,39%	-0,21%	-0,16%	-0,14%	-0,16%	-0,18%	-0,15%	0,27%	-13,01%
2009	0,18%	0,27%	0,03%	-0,16%	-0,16%	-0,39%	-0,22%	-0,16%	-0,15%	-0,17%	-0,18%	-0,15%	0,27%	-12,99%
2010	0,18%	0,27%	0,04%	-0,16%	-0,16%	-0,39%	-0,22%	-0,17%	-0,15%	-0,17%	-0,19%	-0,15%	0,27%	-12,98%
2011	0,19%	0,27%	0,04%	-0,17%	-0,17%	-0,40%	-0,23%	-0,17%	-0,16%	-0,18%	-0,19%	-0,15%	0,27%	-12,96%
2012	0,19%	0,27%	0,04%	-0,17%	-0,17%	-0,40%	-0,23%	-0,17%	-0,16%	-0,18%	-0,20%	-0,15%	0,27%	-12,95%
2013	0,19%	0,27%	0,04%	-0,17%	-0,17%	-0,40%	-0,24%	-0,18%	-0,17%	-0,19%	-0,20%	-0,15%	0,28%	-12,93%
2014	0,19%	0,27%	0,05%	-0,17%	-0,17%	-0,40%	-0,24%	-0,18%	-0,17%	-0,19%	-0,21%	-0,16%	0,28%	-12,92%
2015	0,19%	0,27%	0,05%	-0,18%	-0,18%	-0,41%	-0,25%	-0,18%	-0,17%	-0,20%	-0,21%	-0,16%	0,28%	-12,91%
2016	0,20%	0,27%	0,05%	-0,18%	-0,18%	-0,41%	-0,25%	-0,18%	-0,17%	-0,20%	-0,21%	-0,16%	0,28%	-12,90%
2017	0,20%	0,28%	0,05%	-0,18%	-0,18%	-0,41%	-0,25%	-0,19%	-0,18%	-0,21%	-0,21%	-0,16%	0,28%	-12,89%
2018	0,20%	0,28%	0,05%	-0,18%	-0,18%	-0,41%	-0,26%	-0,19%	-0,18%	-0,21%	-0,22%	-0,16%	0,28%	-12,88%
2019	0,20%	0,28%	0,06%	-0,18%	-0,18%	-0,41%	-0,26%	-0,19%	-0,18%	-0,21%	-0,22%	-0,16%	0,28%	-12,87%
2020	0,20%	0,28%	0,06%	-0,18%	-0,18%	-0,41%	-0,26%	-0,19%	-0,18%	-0,22%	-0,22%	-0,16%	0,28%	-12,86%
2021	0,20%	0,28%	0,06%	-0,19%	-0,19%	-0,42%	-0,26%	-0,19%	-0,18%	-0,22%	-0,22%	-0,16%	0,28%	-12,85%
2022	0,20%	0,28%	0,06%	-0,19%	-0,19%	-0,42%	-0,27%	-0,19%	-0,19%	-0,22%	-0,22%	-0,16%	0,28%	-12,85%
2023	0,20%	0,28%	0,06%	-0,19%	-0,19%	-0,42%	-0,27%	-0,19%	-0,19%	-0,22%	-0,23%	-0,16%	0,28%	-12,84%
2024	0,21%	0,28%	0,06%	-0,19%	-0,19%	-0,42%	-0,27%	-0,19%	-0,19%	-0,22%	-0,23%	-0,16%	0,28%	-12,83%
2025	0,21%	0,28%	0,06%	-0,19%	-0,19%	-0,42%	-0,27%	-0,19%	-0,19%	-0,23%	-0,23%	-0,16%	0,28%	-12,83%
2026	0,21%	0,28%	0,06%	-0,19%	-0,19%	-0,42%	-0,27%	-0,20%	-0,19%	-0,23%	-0,23%	-0,16%	0,28%	-12,82%
2027	0,21%	0,28%	0,06%	-0,19%	-0,19%	-0,42%	-0,27%	-0,20%	-0,19%	-0,23%	-0,23%	-0,16%	0,28%	-12,82%
2028	0,21%	0,28%	0,06%	-0,19%	-0,19%	-0,42%	-0,27%	-0,20%	-0,19%	-0,23%	-0,23%	-0,16%	0,28%	-12,82%
2029	0,21%	0,28%	0,06%	-0,19%	-0,19%	-0,42%	-0,28%	-0,20%	-0,19%	-0,23%	-0,23%	-0,16%	0,29%	-12,81%
2030	0,21%	0,28%	0,06%	-0,19%	-0,19%	-0,42%	-0,28%	-0,20%	-0,19%	-0,23%	-0,23%	-0,16%	0,29%	-12,81%
2055	0,21%	0,29%	0,06%	-0,20%	-0,20%	-0,43%	-0,29%	-0,20%	-0,20%	-0,24%	-0,24%	-0,17%	0,29%	-12,78%

1. La signification des variables reprises dans le tableau est définie à la section C de la présente annexe.

**TABLEAU 44 - Simulation d'un accroissement de 1% de l'offre de travail<sup>1</sup>**

	Y	LH	K	WCH	WNH	PL	P	PK	PI	PC	ZF	UR	M	V
1992	0,10%	0,07%	0,02%	0,01%	0,01%	-0,01%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,86%	0,35%	-1,22%
1993	0,10%	0,09%	0,04%	0,01%	0,01%	-0,04%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,83%	0,18%	-3,08%
1994	0,00%	0,22%	0,03%	-0,65%	-0,65%	-0,69%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,76%	0,68%	-1,94%
1995	0,03%	0,31%	0,03%	-0,93%	-0,93%	-0,97%	-0,12%	-0,10%	-0,08%	-0,07%	-0,05%	0,71%	0,65%	-1,77%
1996	0,08%	0,39%	0,03%	-1,11%	-1,11%	-1,15%	-0,25%	-0,12%	-0,15%	-0,14%	-0,14%	0,67%	0,67%	-1,69%
1997	0,11%	0,45%	0,03%	-1,24%	-1,24%	-1,28%	-0,35%	-0,21%	-0,22%	-0,21%	-0,23%	0,64%	0,67%	-1,61%
1998	0,15%	0,50%	0,02%	-1,34%	-1,34%	-1,38%	-0,45%	-0,30%	-0,29%	-0,28%	-0,31%	0,61%	0,70%	-1,46%
1999	0,19%	0,55%	0,00%	-1,42%	-1,43%	-1,46%	-0,53%	-0,38%	-0,35%	-0,34%	-0,40%	0,58%	0,71%	-1,44%
2000	0,23%	0,59%	-0,02%	-1,48%	-1,48%	-1,52%	-0,61%	-0,44%	-0,40%	-0,40%	-0,47%	0,56%	0,74%	-1,47%
2001	0,27%	0,63%	-0,04%	-1,53%	-1,53%	-1,56%	-0,67%	-0,50%	-0,45%	-0,45%	-0,54%	0,54%	0,76%	-1,35%
2002	0,30%	0,65%	-0,06%	-1,56%	-1,56%	-1,59%	-0,73%	-0,55%	-0,49%	-0,50%	-0,59%	0,52%	0,75%	-1,18%
2003	0,33%	0,67%	-0,07%	-1,58%	-1,58%	-1,61%	-0,78%	-0,59%	-0,52%	-0,55%	-0,64%	0,51%	0,76%	-1,10%
2004	0,36%	0,69%	-0,09%	-1,60%	-1,60%	-1,63%	-0,82%	-0,63%	-0,56%	-0,59%	-0,69%	0,50%	0,76%	-1,05%
2005	0,38%	0,71%	-0,11%	-1,61%	-1,61%	-1,64%	-0,86%	-0,66%	-0,58%	-0,63%	-0,72%	0,49%	0,77%	-1,01%
2006	0,40%	0,72%	-0,12%	-1,63%	-1,63%	-1,66%	-0,89%	-0,68%	-0,61%	-0,67%	-0,76%	0,48%	0,78%	-0,97%
2007	0,41%	0,74%	-0,13%	-1,64%	-1,64%	-1,67%	-0,92%	-0,70%	-0,63%	-0,70%	-0,78%	0,48%	0,79%	-0,95%
2008	0,43%	0,75%	-0,14%	-1,65%	-1,65%	-1,69%	-0,95%	-0,72%	-0,65%	-0,73%	-0,81%	0,47%	0,79%	-0,94%
2009	0,44%	0,76%	-0,15%	-1,67%	-1,67%	-1,70%	-0,98%	-0,74%	-0,67%	-0,75%	-0,83%	0,46%	0,80%	-0,93%
2010	0,45%	0,77%	-0,15%	-1,69%	-1,69%	-1,72%	-1,00%	-0,75%	-0,69%	-0,78%	-0,85%	0,46%	0,81%	-0,93%
2011	0,46%	0,78%	-0,16%	-1,70%	-1,70%	-1,73%	-1,02%	-0,76%	-0,71%	-0,80%	-0,87%	0,45%	0,81%	-0,92%
2012	0,47%	0,79%	-0,16%	-1,72%	-1,72%	-1,75%	-1,04%	-0,77%	-0,72%	-0,83%	-0,89%	0,45%	0,82%	-0,92%
2013	0,47%	0,80%	-0,16%	-1,73%	-1,73%	-1,76%	-1,06%	-0,79%	-0,74%	-0,85%	-0,90%	0,44%	0,83%	-0,92%
2014	0,48%	0,81%	-0,16%	-1,75%	-1,75%	-1,78%	-1,08%	-0,80%	-0,75%	-0,87%	-0,92%	0,44%	0,83%	-0,91%
2015	0,48%	0,81%	-0,16%	-1,76%	-1,76%	-1,79%	-1,09%	-0,80%	-0,76%	-0,88%	-0,93%	0,44%	0,84%	-0,91%
2016	0,49%	0,82%	-0,16%	-1,77%	-1,77%	-1,80%	-1,11%	-0,81%	-0,77%	-0,90%	-0,94%	0,43%	0,84%	-0,90%
2017	0,49%	0,83%	-0,16%	-1,79%	-1,79%	-1,82%	-1,12%	-0,82%	-0,78%	-0,92%	-0,95%	0,43%	0,85%	-0,90%
2018	0,50%	0,83%	-0,15%	-1,80%	-1,80%	-1,83%	-1,14%	-0,83%	-0,79%	-0,93%	-0,96%	0,43%	0,85%	-0,89%
2019	0,50%	0,84%	-0,15%	-1,81%	-1,81%	-1,84%	-1,15%	-0,84%	-0,80%	-0,95%	-0,97%	0,42%	0,86%	-0,89%
2020	0,51%	0,84%	-0,15%	-1,82%	-1,82%	-1,85%	-1,16%	-0,84%	-0,81%	-0,96%	-0,98%	0,42%	0,86%	-0,88%
2021	0,51%	0,85%	-0,15%	-1,83%	-1,83%	-1,86%	-1,17%	-0,85%	-0,82%	-0,97%	-0,99%	0,42%	0,86%	-0,88%
2022	0,51%	0,85%	-0,15%	-1,84%	-1,84%	-1,87%	-1,19%	-0,86%	-0,83%	-0,98%	-1,00%	0,42%	0,87%	-0,87%
2023	0,52%	0,86%	-0,14%	-1,85%	-1,85%	-1,88%	-1,20%	-0,86%	-0,84%	-0,99%	-1,01%	0,41%	0,87%	-0,86%
2024	0,52%	0,86%	-0,14%	-1,86%	-1,86%	-1,89%	-1,20%	-0,87%	-0,84%	-1,00%	-1,02%	0,41%	0,87%	-0,86%
2025	0,52%	0,86%	-0,14%	-1,87%	-1,87%	-1,90%	-1,21%	-0,87%	-0,85%	-1,01%	-1,02%	0,41%	0,88%	-0,85%
2026	0,53%	0,87%	-0,14%	-1,87%	-1,87%	-1,90%	-1,22%	-0,88%	-0,86%	-1,02%	-1,03%	0,41%	0,88%	-0,84%
2027	0,53%	0,87%	-0,14%	-1,88%	-1,88%	-1,91%	-1,23%	-0,88%	-0,86%	-1,03%	-1,04%	0,40%	0,88%	-0,83%
2028	0,53%	0,87%	-0,14%	-1,88%	-1,88%	-1,91%	-1,23%	-0,88%	-0,87%	-1,04%	-1,04%	0,40%	0,88%	-0,83%
2029	0,53%	0,88%	-0,14%	-1,89%	-1,89%	-1,92%	-1,24%	-0,89%	-0,87%	-1,04%	-1,05%	0,40%	0,89%	-0,82%
2030	0,54%	0,88%	-0,14%	-1,89%	-1,89%	-1,92%	-1,25%	-0,89%	-0,87%	-1,05%	-1,05%	0,40%	0,89%	-0,82%
2055	0,56%	0,91%	-0,14%	-1,94%	-1,94%	-1,97%	-1,31%	-0,92%	-0,92%	-1,12%	-1,10%	0,38%	0,91%	-0,74%

1. La signification des variables reprises dans le tableau est définie à la section C de la présente annexe.



## G. Simulations de la version 2 du modèle (facteur travail homogène, taux de vacances dans l'équation de salaire de long terme) (1992-2055)

Les résultats sont présentés en différences relatives par rapport à la simulation de base, à l'exception du taux de chômage (*Ur*) repris en différence absolue.

**TABEAU 45 - Simulation d'une réduction de 1 % du taux de cotisations patronales<sup>1</sup>**

	Y	LH	K	WCH	WNH	PL	P	PK	PI	PC	ZF	UR	M	V
1992	0,11%	0,44%	0,02%	-1,36%	0,63%	-1,35%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	-0,25%	2,63%	3,67%
1993	0,27%	0,49%	0,07%	-1,17%	0,88%	-1,16%	-0,26%	-0,22%	-0,16%	-0,14%	-0,10%	-0,27%	0,76%	1,65%
1994	0,30%	0,52%	0,10%	-1,20%	0,86%	-1,19%	-0,36%	-0,14%	-0,23%	-0,21%	-0,22%	-0,28%	0,72%	1,59%
1995	0,32%	0,56%	0,12%	-1,23%	0,82%	-1,21%	-0,44%	-0,30%	-0,28%	-0,27%	-0,31%	-0,30%	0,71%	1,61%
1996	0,35%	0,58%	0,12%	-1,21%	0,86%	-1,20%	-0,50%	-0,36%	-0,32%	-0,32%	-0,38%	-0,32%	0,73%	1,70%
1997	0,38%	0,61%	0,13%	-1,22%	0,84%	-1,21%	-0,54%	-0,40%	-0,36%	-0,36%	-0,43%	-0,33%	0,73%	1,75%
1998	0,40%	0,62%	0,13%	-1,20%	0,87%	-1,19%	-0,58%	-0,44%	-0,38%	-0,39%	-0,47%	-0,34%	0,69%	1,74%
1999	0,41%	0,64%	0,12%	-1,23%	0,81%	-1,22%	-0,60%	-0,46%	-0,41%	-0,42%	-0,51%	-0,35%	0,72%	1,82%
2000	0,43%	0,66%	0,12%	-1,26%	0,77%	-1,24%	-0,63%	-0,49%	-0,43%	-0,46%	-0,53%	-0,37%	0,74%	1,94%
2001	0,44%	0,67%	0,11%	-1,25%	0,77%	-1,24%	-0,66%	-0,51%	-0,45%	-0,49%	-0,56%	-0,37%	0,73%	1,95%
2002	0,46%	0,68%	0,10%	-1,26%	0,77%	-1,24%	-0,69%	-0,52%	-0,47%	-0,51%	-0,58%	-0,38%	0,73%	1,92%
2003	0,47%	0,69%	0,10%	-1,26%	0,77%	-1,24%	-0,71%	-0,54%	-0,48%	-0,53%	-0,60%	-0,38%	0,73%	1,93%
2004	0,47%	0,70%	0,09%	-1,26%	0,76%	-1,25%	-0,72%	-0,55%	-0,50%	-0,55%	-0,62%	-0,38%	0,74%	1,95%
2005	0,48%	0,70%	0,08%	-1,27%	0,75%	-1,26%	-0,74%	-0,56%	-0,51%	-0,57%	-0,63%	-0,39%	0,74%	1,97%
2006	0,49%	0,71%	0,08%	-1,28%	0,75%	-1,27%	-0,75%	-0,57%	-0,52%	-0,59%	-0,64%	-0,39%	0,75%	1,98%
2007	0,49%	0,72%	0,07%	-1,29%	0,73%	-1,28%	-0,77%	-0,57%	-0,53%	-0,61%	-0,66%	-0,40%	0,75%	2,01%
2008	0,50%	0,72%	0,07%	-1,30%	0,72%	-1,29%	-0,78%	-0,58%	-0,54%	-0,62%	-0,67%	-0,40%	0,76%	2,04%
2009	0,50%	0,73%	0,06%	-1,32%	0,71%	-1,30%	-0,79%	-0,59%	-0,55%	-0,64%	-0,68%	-0,41%	0,76%	2,07%
2010	0,51%	0,74%	0,06%	-1,33%	0,70%	-1,31%	-0,81%	-0,59%	-0,56%	-0,65%	-0,69%	-0,41%	0,77%	2,11%
2011	0,51%	0,74%	0,06%	-1,34%	0,69%	-1,32%	-0,82%	-0,60%	-0,57%	-0,66%	-0,69%	-0,42%	0,77%	2,14%
2012	0,51%	0,75%	0,06%	-1,35%	0,67%	-1,34%	-0,83%	-0,61%	-0,58%	-0,67%	-0,70%	-0,42%	0,78%	2,18%
2013	0,52%	0,75%	0,05%	-1,37%	0,66%	-1,35%	-0,84%	-0,61%	-0,59%	-0,69%	-0,71%	-0,42%	0,78%	2,22%
2014	0,52%	0,76%	0,05%	-1,38%	0,65%	-1,36%	-0,85%	-0,62%	-0,59%	-0,70%	-0,72%	-0,43%	0,78%	2,26%
2015	0,52%	0,76%	0,05%	-1,39%	0,64%	-1,37%	-0,86%	-0,62%	-0,60%	-0,71%	-0,73%	-0,43%	0,79%	2,30%
2016	0,52%	0,77%	0,05%	-1,40%	0,63%	-1,38%	-0,87%	-0,63%	-0,61%	-0,72%	-0,74%	-0,44%	0,79%	2,33%
2017	0,53%	0,77%	0,05%	-1,41%	0,61%	-1,39%	-0,88%	-0,64%	-0,61%	-0,73%	-0,74%	-0,44%	0,80%	2,37%
2018	0,53%	0,78%	0,05%	-1,42%	0,60%	-1,40%	-0,89%	-0,64%	-0,62%	-0,74%	-0,75%	-0,44%	0,80%	2,41%
2019	0,53%	0,78%	0,05%	-1,43%	0,59%	-1,41%	-0,90%	-0,65%	-0,63%	-0,74%	-0,76%	-0,45%	0,80%	2,44%
2020	0,53%	0,79%	0,05%	-1,45%	0,58%	-1,42%	-0,91%	-0,65%	-0,63%	-0,75%	-0,76%	-0,45%	0,81%	2,48%
2021	0,54%	0,79%	0,05%	-1,45%	0,57%	-1,43%	-0,91%	-0,66%	-0,64%	-0,76%	-0,77%	-0,45%	0,81%	2,51%
2022	0,54%	0,79%	0,04%	-1,46%	0,56%	-1,44%	-0,92%	-0,66%	-0,64%	-0,77%	-0,78%	-0,46%	0,81%	2,55%
2023	0,54%	0,80%	0,04%	-1,47%	0,55%	-1,45%	-0,93%	-0,66%	-0,65%	-0,78%	-0,78%	-0,46%	0,82%	2,58%
2024	0,54%	0,80%	0,04%	-1,48%	0,55%	-1,46%	-0,94%	-0,67%	-0,66%	-0,78%	-0,79%	-0,46%	0,82%	2,61%
2025	0,55%	0,80%	0,04%	-1,49%	0,54%	-1,47%	-0,94%	-0,67%	-0,66%	-0,79%	-0,79%	-0,47%	0,82%	2,64%
2026	0,55%	0,81%	0,04%	-1,50%	0,53%	-1,47%	-0,95%	-0,68%	-0,66%	-0,80%	-0,80%	-0,47%	0,82%	2,67%
2027	0,55%	0,81%	0,04%	-1,51%	0,52%	-1,48%	-0,95%	-0,68%	-0,67%	-0,80%	-0,80%	-0,47%	0,83%	2,69%
2028	0,55%	0,81%	0,04%	-1,51%	0,52%	-1,49%	-0,96%	-0,68%	-0,67%	-0,81%	-0,81%	-0,47%	0,83%	2,72%
2029	0,55%	0,82%	0,04%	-1,52%	0,51%	-1,49%	-0,97%	-0,69%	-0,68%	-0,81%	-0,81%	-0,48%	0,83%	2,74%
2030	0,56%	0,82%	0,04%	-1,53%	0,50%	-1,50%	-0,97%	-0,69%	-0,68%	-0,82%	-0,82%	-0,48%	0,83%	2,77%
2055	0,58%	0,86%	0,02%	-1,62%	0,41%	-1,59%	-1,05%	-0,74%	-0,74%	-0,90%	-0,88%	-0,51%	0,87%	3,13%

1. La signification des variables reprises dans le tableau est définie à la section C de la présente annexe.

**TABLEAU 46 - Simulation d'une réduction de 1 % du taux de cotisations personnelles<sup>1</sup>**

	Y	LH	K	WCH	WNH	PL	P	PK	PI	PC	ZF	UR	M	V
1992	0,19%	0,32%	0,04%	-0,75%	1,24%	-0,74%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	-0,18%	1,91%	2,67%
1993	0,27%	0,35%	0,09%	-0,66%	1,39%	-0,66%	-0,14%	-0,12%	-0,09%	-0,08%	-0,06%	-0,19%	0,51%	1,14%
1994	0,28%	0,37%	0,12%	-0,71%	1,35%	-0,70%	-0,20%	-0,08%	-0,13%	-0,12%	-0,12%	-0,20%	0,53%	1,14%
1995	0,28%	0,40%	0,14%	-0,74%	1,31%	-0,73%	-0,25%	-0,17%	-0,16%	-0,15%	-0,17%	-0,22%	0,51%	1,15%
1996	0,29%	0,43%	0,15%	-0,78%	1,30%	-0,77%	-0,29%	-0,21%	-0,19%	-0,18%	-0,22%	-0,23%	0,58%	1,29%
1997	0,31%	0,45%	0,16%	-0,82%	1,24%	-0,81%	-0,33%	-0,24%	-0,21%	-0,21%	-0,25%	-0,25%	0,60%	1,36%
1998	0,32%	0,48%	0,17%	-0,85%	1,22%	-0,84%	-0,36%	-0,27%	-0,24%	-0,24%	-0,29%	-0,26%	0,58%	1,39%
1999	0,33%	0,49%	0,17%	-0,89%	1,16%	-0,88%	-0,39%	-0,30%	-0,26%	-0,27%	-0,32%	-0,27%	0,58%	1,44%
2000	0,35%	0,51%	0,17%	-0,91%	1,11%	-0,90%	-0,43%	-0,32%	-0,29%	-0,30%	-0,35%	-0,29%	0,60%	1,54%
2001	0,36%	0,53%	0,16%	-0,94%	1,08%	-0,93%	-0,45%	-0,34%	-0,31%	-0,33%	-0,38%	-0,29%	0,64%	1,61%
2002	0,37%	0,55%	0,16%	-0,97%	1,05%	-0,96%	-0,48%	-0,37%	-0,33%	-0,35%	-0,40%	-0,30%	0,64%	1,60%
2003	0,38%	0,57%	0,15%	-1,00%	1,03%	-0,99%	-0,51%	-0,38%	-0,35%	-0,37%	-0,43%	-0,31%	0,65%	1,64%
2004	0,39%	0,58%	0,14%	-1,03%	1,00%	-1,02%	-0,53%	-0,40%	-0,36%	-0,40%	-0,45%	-0,32%	0,66%	1,68%
2005	0,40%	0,60%	0,13%	-1,06%	0,97%	-1,04%	-0,56%	-0,42%	-0,38%	-0,42%	-0,47%	-0,33%	0,67%	1,71%
2006	0,41%	0,61%	0,12%	-1,08%	0,95%	-1,07%	-0,58%	-0,43%	-0,40%	-0,44%	-0,49%	-0,34%	0,68%	1,75%
2007	0,42%	0,62%	0,12%	-1,11%	0,92%	-1,09%	-0,60%	-0,45%	-0,41%	-0,46%	-0,51%	-0,35%	0,69%	1,79%
2008	0,43%	0,64%	0,11%	-1,13%	0,90%	-1,12%	-0,62%	-0,46%	-0,43%	-0,48%	-0,53%	-0,35%	0,70%	1,83%
2009	0,44%	0,65%	0,10%	-1,15%	0,88%	-1,14%	-0,64%	-0,48%	-0,44%	-0,50%	-0,54%	-0,36%	0,71%	1,87%
2010	0,44%	0,66%	0,09%	-1,17%	0,85%	-1,16%	-0,66%	-0,49%	-0,46%	-0,52%	-0,56%	-0,37%	0,71%	1,91%
2011	0,45%	0,67%	0,09%	-1,19%	0,83%	-1,18%	-0,68%	-0,50%	-0,47%	-0,54%	-0,58%	-0,38%	0,72%	1,96%
2012	0,46%	0,68%	0,08%	-1,21%	0,81%	-1,20%	-0,70%	-0,52%	-0,48%	-0,56%	-0,59%	-0,38%	0,73%	2,00%
2013	0,46%	0,69%	0,07%	-1,23%	0,79%	-1,22%	-0,72%	-0,53%	-0,50%	-0,57%	-0,60%	-0,39%	0,73%	2,05%
2014	0,47%	0,70%	0,07%	-1,25%	0,78%	-1,23%	-0,73%	-0,54%	-0,51%	-0,59%	-0,62%	-0,39%	0,74%	2,09%
2015	0,48%	0,71%	0,07%	-1,27%	0,76%	-1,25%	-0,75%	-0,55%	-0,52%	-0,60%	-0,63%	-0,40%	0,75%	2,14%
2016	0,48%	0,71%	0,06%	-1,29%	0,74%	-1,27%	-0,76%	-0,56%	-0,53%	-0,62%	-0,64%	-0,41%	0,75%	2,18%
2017	0,49%	0,72%	0,06%	-1,30%	0,73%	-1,28%	-0,78%	-0,57%	-0,54%	-0,63%	-0,66%	-0,41%	0,76%	2,22%
2018	0,49%	0,73%	0,06%	-1,32%	0,71%	-1,30%	-0,79%	-0,58%	-0,55%	-0,64%	-0,67%	-0,42%	0,76%	2,27%
2019	0,50%	0,73%	0,05%	-1,33%	0,70%	-1,31%	-0,80%	-0,58%	-0,56%	-0,66%	-0,68%	-0,42%	0,77%	2,31%
2020	0,50%	0,74%	0,05%	-1,35%	0,68%	-1,33%	-0,82%	-0,59%	-0,57%	-0,67%	-0,69%	-0,43%	0,77%	2,35%
2021	0,51%	0,75%	0,05%	-1,36%	0,67%	-1,34%	-0,83%	-0,60%	-0,58%	-0,68%	-0,70%	-0,43%	0,78%	2,39%
2022	0,51%	0,75%	0,05%	-1,37%	0,65%	-1,35%	-0,84%	-0,61%	-0,59%	-0,69%	-0,71%	-0,43%	0,78%	2,42%
2023	0,51%	0,76%	0,05%	-1,39%	0,64%	-1,36%	-0,85%	-0,61%	-0,59%	-0,70%	-0,72%	-0,44%	0,79%	2,46%
2024	0,52%	0,76%	0,05%	-1,40%	0,63%	-1,38%	-0,86%	-0,62%	-0,60%	-0,71%	-0,73%	-0,44%	0,79%	2,49%
2025	0,52%	0,77%	0,04%	-1,41%	0,62%	-1,39%	-0,87%	-0,63%	-0,61%	-0,72%	-0,73%	-0,44%	0,79%	2,53%
2026	0,52%	0,77%	0,04%	-1,42%	0,61%	-1,40%	-0,88%	-0,63%	-0,62%	-0,73%	-0,74%	-0,45%	0,80%	2,56%
2027	0,53%	0,78%	0,04%	-1,43%	0,60%	-1,41%	-0,89%	-0,64%	-0,62%	-0,74%	-0,75%	-0,45%	0,80%	2,59%
2028	0,53%	0,78%	0,04%	-1,44%	0,59%	-1,42%	-0,90%	-0,64%	-0,63%	-0,75%	-0,76%	-0,45%	0,80%	2,62%
2029	0,53%	0,79%	0,04%	-1,45%	0,58%	-1,43%	-0,91%	-0,65%	-0,63%	-0,75%	-0,76%	-0,46%	0,81%	2,64%
2030	0,53%	0,79%	0,04%	-1,46%	0,57%	-1,44%	-0,91%	-0,66%	-0,64%	-0,76%	-0,77%	-0,46%	0,81%	2,67%
2055	0,57%	0,85%	0,02%	-1,60%	0,43%	-1,57%	-1,03%	-0,73%	-0,73%	-0,88%	-0,87%	-0,50%	0,86%	3,10%

1. La signification des variables reprises dans le tableau est définie à la section C de la présente annexe.

**TABLEAU 47 - Simulation d'une réduction de 1 % du taux de remplacement<sup>1</sup>**

	Y	LH	K	WCH	WNH	PL	P	PK	PI	PC	ZF	UR	M	V
1992	-0,01%	-0,01%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	-0,03%	-0,04%
1993	-0,04%	0,04%	-0,01%	-0,26%	-0,26%	-0,25%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	-0,02%	0,32%	0,44%
1994	-0,04%	0,09%	-0,02%	-0,41%	-0,41%	-0,41%	-0,05%	-0,04%	-0,03%	-0,03%	-0,02%	-0,05%	0,33%	0,51%
1995	-0,03%	0,14%	-0,02%	-0,55%	-0,55%	-0,55%	-0,10%	-0,05%	-0,06%	-0,06%	-0,06%	-0,07%	0,36%	0,60%
1996	-0,01%	0,18%	-0,03%	-0,68%	-0,68%	-0,68%	-0,16%	-0,10%	-0,10%	-0,10%	-0,10%	-0,10%	0,41%	0,74%
1997	0,01%	0,23%	-0,04%	-0,81%	-0,81%	-0,80%	-0,23%	-0,15%	-0,14%	-0,14%	-0,15%	-0,12%	0,46%	0,86%
1998	0,03%	0,27%	-0,05%	-0,92%	-0,92%	-0,91%	-0,29%	-0,19%	-0,19%	-0,18%	-0,20%	-0,15%	0,48%	0,95%
1999	0,06%	0,31%	-0,07%	-1,01%	-1,01%	-1,01%	-0,35%	-0,25%	-0,23%	-0,22%	-0,26%	-0,17%	0,51%	1,06%
2000	0,08%	0,35%	-0,08%	-1,10%	-1,10%	-1,09%	-0,41%	-0,30%	-0,27%	-0,27%	-0,31%	-0,20%	0,52%	1,17%
2001	0,10%	0,38%	-0,10%	-1,18%	-1,18%	-1,17%	-0,47%	-0,34%	-0,31%	-0,31%	-0,36%	-0,21%	0,58%	1,30%
2002	0,13%	0,42%	-0,12%	-1,26%	-1,26%	-1,25%	-0,53%	-0,39%	-0,35%	-0,36%	-0,42%	-0,23%	0,60%	1,35%
2003	0,15%	0,45%	-0,13%	-1,32%	-1,32%	-1,31%	-0,58%	-0,43%	-0,39%	-0,40%	-0,47%	-0,25%	0,62%	1,42%
2004	0,17%	0,48%	-0,15%	-1,39%	-1,39%	-1,37%	-0,63%	-0,47%	-0,42%	-0,45%	-0,51%	-0,27%	0,64%	1,49%
2005	0,20%	0,51%	-0,16%	-1,44%	-1,44%	-1,43%	-0,68%	-0,51%	-0,46%	-0,49%	-0,56%	-0,28%	0,66%	1,55%
2006	0,22%	0,54%	-0,18%	-1,49%	-1,49%	-1,48%	-0,73%	-0,54%	-0,49%	-0,53%	-0,60%	-0,30%	0,67%	1,62%
2007	0,24%	0,56%	-0,19%	-1,54%	-1,54%	-1,53%	-0,77%	-0,58%	-0,52%	-0,57%	-0,64%	-0,31%	0,69%	1,68%
2008	0,26%	0,58%	-0,20%	-1,59%	-1,59%	-1,57%	-0,81%	-0,61%	-0,55%	-0,60%	-0,68%	-0,32%	0,70%	1,74%
2009	0,28%	0,61%	-0,21%	-1,63%	-1,63%	-1,62%	-0,85%	-0,64%	-0,58%	-0,64%	-0,71%	-0,34%	0,71%	1,81%
2010	0,29%	0,63%	-0,22%	-1,67%	-1,67%	-1,65%	-0,89%	-0,66%	-0,61%	-0,67%	-0,75%	-0,35%	0,73%	1,87%
2011	0,31%	0,65%	-0,23%	-1,71%	-1,71%	-1,69%	-0,93%	-0,69%	-0,64%	-0,71%	-0,78%	-0,36%	0,74%	1,94%
2012	0,32%	0,66%	-0,23%	-1,74%	-1,74%	-1,73%	-0,96%	-0,71%	-0,66%	-0,74%	-0,81%	-0,37%	0,75%	2,00%
2013	0,34%	0,68%	-0,24%	-1,78%	-1,78%	-1,76%	-0,99%	-0,74%	-0,68%	-0,77%	-0,84%	-0,38%	0,76%	2,06%
2014	0,35%	0,70%	-0,24%	-1,81%	-1,81%	-1,80%	-1,02%	-0,76%	-0,71%	-0,80%	-0,86%	-0,39%	0,77%	2,13%
2015	0,36%	0,71%	-0,25%	-1,84%	-1,84%	-1,83%	-1,05%	-0,78%	-0,73%	-0,83%	-0,89%	-0,40%	0,78%	2,19%
2016	0,37%	0,72%	-0,25%	-1,88%	-1,88%	-1,86%	-1,08%	-0,80%	-0,75%	-0,85%	-0,91%	-0,41%	0,80%	2,25%
2017	0,38%	0,74%	-0,25%	-1,91%	-1,91%	-1,89%	-1,11%	-0,81%	-0,77%	-0,88%	-0,93%	-0,42%	0,81%	2,31%
2018	0,39%	0,75%	-0,25%	-1,93%	-1,93%	-1,91%	-1,13%	-0,83%	-0,79%	-0,91%	-0,96%	-0,43%	0,81%	2,37%
2019	0,40%	0,76%	-0,25%	-1,96%	-1,96%	-1,94%	-1,16%	-0,85%	-0,80%	-0,93%	-0,98%	-0,44%	0,82%	2,43%
2020	0,41%	0,77%	-0,26%	-1,99%	-1,99%	-1,97%	-1,18%	-0,86%	-0,82%	-0,95%	-1,00%	-0,44%	0,83%	2,48%
2021	0,42%	0,79%	-0,26%	-2,01%	-2,01%	-1,99%	-1,20%	-0,88%	-0,84%	-0,97%	-1,02%	-0,45%	0,84%	2,54%
2022	0,42%	0,80%	-0,26%	-2,04%	-2,04%	-2,01%	-1,23%	-0,89%	-0,85%	-0,99%	-1,03%	-0,46%	0,85%	2,59%
2023	0,43%	0,81%	-0,26%	-2,06%	-2,06%	-2,04%	-1,25%	-0,91%	-0,87%	-1,01%	-1,05%	-0,47%	0,86%	2,64%
2024	0,44%	0,82%	-0,26%	-2,08%	-2,08%	-2,06%	-1,27%	-0,92%	-0,88%	-1,03%	-1,07%	-0,47%	0,87%	2,69%
2025	0,45%	0,83%	-0,26%	-2,10%	-2,10%	-2,08%	-1,28%	-0,93%	-0,90%	-1,05%	-1,08%	-0,48%	0,87%	2,74%
2026	0,45%	0,83%	-0,26%	-2,13%	-2,13%	-2,10%	-1,30%	-0,94%	-0,91%	-1,07%	-1,10%	-0,48%	0,88%	2,79%
2027	0,46%	0,84%	-0,26%	-2,14%	-2,14%	-2,12%	-1,32%	-0,95%	-0,92%	-1,09%	-1,11%	-0,49%	0,89%	2,83%
2028	0,46%	0,85%	-0,26%	-2,16%	-2,16%	-2,14%	-1,34%	-0,96%	-0,93%	-1,10%	-1,13%	-0,50%	0,89%	2,88%
2029	0,47%	0,86%	-0,26%	-2,18%	-2,18%	-2,16%	-1,35%	-0,97%	-0,94%	-1,12%	-1,14%	-0,50%	0,90%	2,92%
2030	0,48%	0,87%	-0,26%	-2,20%	-2,20%	-2,17%	-1,37%	-0,98%	-0,96%	-1,13%	-1,15%	-0,51%	0,91%	2,96%
2055	0,56%	0,99%	-0,29%	-2,47%	-2,47%	-2,43%	-1,59%	-1,13%	-1,12%	-1,35%	-1,34%	-0,58%	1,00%	3,62%

1. La signification des variables reprises dans le tableau est définie à la section C de la présente annexe.

**TABLEAU 48 - Simulation d'un accroissement de 10 % de l'efficacité du processus d'appariement<sup>1</sup>**

	Y	LH	K	WCH	WNH	PL	P	PK	PI	PC	ZF	UR	M	V
1992	0,00%	0,26%	0,00%	-0,25%	-0,25%	-0,36%	-0,03%	-0,03%	-0,02%	-0,03%	-0,04%	-0,15%	1,94%	-7,72%
1993	0,04%	0,36%	0,00%	-0,33%	-0,33%	-0,47%	-0,07%	-0,06%	-0,05%	-0,06%	-0,05%	-0,20%	0,96%	-11,19%
1994	0,08%	0,42%	0,01%	-0,41%	-0,41%	-0,57%	-0,11%	-0,06%	-0,07%	-0,08%	-0,07%	-0,23%	0,72%	-12,69%
1995	0,11%	0,49%	0,02%	-0,52%	-0,52%	-0,70%	-0,16%	-0,10%	-0,10%	-0,11%	-0,11%	-0,27%	0,85%	-14,35%
1996	0,16%	0,51%	0,03%	-0,57%	-0,57%	-0,74%	-0,21%	-0,14%	-0,14%	-0,14%	-0,15%	-0,28%	0,57%	-14,04%
1997	0,19%	0,49%	0,03%	-0,58%	-0,58%	-0,74%	-0,26%	-0,17%	-0,17%	-0,17%	-0,19%	-0,27%	0,37%	-12,62%
1998	0,22%	0,49%	0,04%	-0,62%	-0,62%	-0,78%	-0,30%	-0,20%	-0,20%	-0,20%	-0,22%	-0,27%	0,54%	-12,26%
1999	0,25%	0,51%	0,04%	-0,64%	-0,64%	-0,80%	-0,33%	-0,24%	-0,22%	-0,23%	-0,26%	-0,28%	0,56%	-11,99%
2000	0,27%	0,49%	0,05%	-0,64%	-0,64%	-0,79%	-0,36%	-0,27%	-0,24%	-0,25%	-0,29%	-0,28%	0,43%	-11,11%
2001	0,29%	0,51%	0,05%	-0,66%	-0,66%	-0,81%	-0,39%	-0,29%	-0,26%	-0,28%	-0,32%	-0,28%	0,59%	-11,46%
2002	0,30%	0,52%	0,05%	-0,67%	-0,67%	-0,82%	-0,41%	-0,31%	-0,28%	-0,30%	-0,34%	-0,29%	0,57%	-11,51%
2003	0,32%	0,52%	0,06%	-0,68%	-0,68%	-0,83%	-0,43%	-0,32%	-0,29%	-0,32%	-0,36%	-0,29%	0,56%	-11,50%
2004	0,33%	0,53%	0,06%	-0,69%	-0,69%	-0,84%	-0,45%	-0,34%	-0,31%	-0,33%	-0,38%	-0,29%	0,56%	-11,50%
2005	0,34%	0,54%	0,06%	-0,70%	-0,70%	-0,85%	-0,47%	-0,35%	-0,32%	-0,35%	-0,39%	-0,30%	0,56%	-11,49%
2006	0,35%	0,54%	0,06%	-0,71%	-0,71%	-0,86%	-0,48%	-0,36%	-0,33%	-0,37%	-0,41%	-0,30%	0,57%	-11,47%
2007	0,36%	0,55%	0,07%	-0,72%	-0,72%	-0,87%	-0,50%	-0,37%	-0,34%	-0,38%	-0,42%	-0,30%	0,57%	-11,45%
2008	0,37%	0,55%	0,07%	-0,73%	-0,73%	-0,88%	-0,51%	-0,38%	-0,35%	-0,40%	-0,43%	-0,31%	0,57%	-11,43%
2009	0,37%	0,55%	0,07%	-0,74%	-0,74%	-0,89%	-0,52%	-0,39%	-0,36%	-0,41%	-0,44%	-0,31%	0,57%	-11,41%
2010	0,38%	0,56%	0,07%	-0,74%	-0,74%	-0,89%	-0,53%	-0,39%	-0,37%	-0,42%	-0,45%	-0,31%	0,58%	-11,39%
2011	0,39%	0,56%	0,08%	-0,75%	-0,75%	-0,90%	-0,54%	-0,40%	-0,38%	-0,43%	-0,46%	-0,31%	0,58%	-11,36%
2012	0,39%	0,56%	0,08%	-0,76%	-0,76%	-0,91%	-0,55%	-0,41%	-0,38%	-0,44%	-0,47%	-0,32%	0,58%	-11,34%
2013	0,39%	0,57%	0,08%	-0,76%	-0,76%	-0,91%	-0,56%	-0,41%	-0,39%	-0,45%	-0,47%	-0,32%	0,58%	-11,32%
2014	0,40%	0,57%	0,08%	-0,77%	-0,77%	-0,92%	-0,57%	-0,42%	-0,39%	-0,46%	-0,48%	-0,32%	0,58%	-11,29%
2015	0,40%	0,57%	0,08%	-0,77%	-0,77%	-0,92%	-0,57%	-0,42%	-0,40%	-0,47%	-0,49%	-0,32%	0,59%	-11,27%
2016	0,40%	0,57%	0,09%	-0,78%	-0,78%	-0,93%	-0,58%	-0,42%	-0,41%	-0,47%	-0,49%	-0,33%	0,59%	-11,24%
2017	0,41%	0,58%	0,09%	-0,78%	-0,78%	-0,93%	-0,59%	-0,43%	-0,41%	-0,48%	-0,50%	-0,33%	0,59%	-11,22%
2018	0,41%	0,58%	0,09%	-0,78%	-0,78%	-0,93%	-0,59%	-0,43%	-0,41%	-0,49%	-0,50%	-0,33%	0,59%	-11,20%
2019	0,41%	0,58%	0,09%	-0,79%	-0,79%	-0,94%	-0,60%	-0,43%	-0,42%	-0,49%	-0,51%	-0,33%	0,59%	-11,17%
2020	0,41%	0,58%	0,09%	-0,79%	-0,79%	-0,94%	-0,60%	-0,43%	-0,42%	-0,50%	-0,51%	-0,33%	0,59%	-11,15%
2021	0,42%	0,58%	0,09%	-0,79%	-0,79%	-0,94%	-0,61%	-0,44%	-0,42%	-0,50%	-0,51%	-0,34%	0,59%	-11,13%
2022	0,42%	0,59%	0,09%	-0,79%	-0,79%	-0,94%	-0,61%	-0,44%	-0,43%	-0,51%	-0,51%	-0,34%	0,59%	-11,11%
2023	0,42%	0,59%	0,09%	-0,80%	-0,80%	-0,95%	-0,61%	-0,44%	-0,43%	-0,51%	-0,52%	-0,34%	0,59%	-11,10%
2024	0,42%	0,59%	0,09%	-0,80%	-0,80%	-0,95%	-0,62%	-0,44%	-0,43%	-0,52%	-0,52%	-0,34%	0,59%	-11,08%
2025	0,42%	0,59%	0,09%	-0,80%	-0,80%	-0,95%	-0,62%	-0,44%	-0,43%	-0,52%	-0,52%	-0,34%	0,59%	-11,06%
2026	0,42%	0,59%	0,09%	-0,80%	-0,80%	-0,95%	-0,62%	-0,44%	-0,44%	-0,52%	-0,52%	-0,34%	0,60%	-11,05%
2027	0,42%	0,59%	0,09%	-0,80%	-0,80%	-0,95%	-0,62%	-0,45%	-0,44%	-0,52%	-0,53%	-0,34%	0,60%	-11,03%
2028	0,42%	0,59%	0,09%	-0,81%	-0,81%	-0,95%	-0,63%	-0,45%	-0,44%	-0,53%	-0,53%	-0,34%	0,60%	-11,02%
2029	0,43%	0,59%	0,09%	-0,81%	-0,81%	-0,96%	-0,63%	-0,45%	-0,44%	-0,53%	-0,53%	-0,34%	0,60%	-11,00%
2030	0,43%	0,59%	0,09%	-0,81%	-0,81%	-0,96%	-0,63%	-0,45%	-0,44%	-0,53%	-0,53%	-0,35%	0,60%	-10,99%
2055	0,43%	0,60%	0,09%	-0,82%	-0,82%	-0,97%	-0,64%	-0,45%	-0,45%	-0,55%	-0,54%	-0,35%	0,60%	-10,81%

1. La signification des variables reprises dans le tableau est définie à la section C de la présente annexe.

TABLEAU 49 - Simulation d'un accroissement de 1 % de l'offre de travail<sup>1</sup>

	Y	LH	K	WCH	WNH	PL	P	PK	PI	PC	ZF	UR	M	V
1992	0,10%	0,07%	0,02%	0,02%	0,02%	0,01%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,84%	0,45%	-0,42%
1993	0,09%	0,11%	0,04%	-0,01%	-0,01%	-0,04%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,81%	0,30%	-1,96%
1994	0,09%	0,11%	0,05%	-0,04%	-0,04%	-0,07%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,80%	0,14%	-1,95%
1995	0,09%	0,12%	0,06%	-0,08%	-0,08%	-0,10%	-0,01%	-0,01%	-0,01%	-0,01%	0,00%	0,80%	0,17%	-1,89%
1996	0,09%	0,14%	0,07%	-0,11%	-0,11%	-0,13%	-0,02%	-0,01%	-0,01%	-0,01%	-0,01%	0,80%	0,21%	-1,89%
1997	0,10%	0,14%	0,08%	-0,13%	-0,13%	-0,16%	-0,04%	-0,02%	-0,02%	-0,02%	-0,02%	0,79%	0,19%	-1,93%
1998	0,10%	0,15%	0,08%	-0,15%	-0,15%	-0,18%	-0,05%	-0,03%	-0,03%	-0,03%	-0,03%	0,79%	0,21%	-1,91%
1999	0,10%	0,16%	0,09%	-0,17%	-0,17%	-0,20%	-0,06%	-0,04%	-0,04%	-0,04%	-0,04%	0,79%	0,20%	-1,96%
2000	0,11%	0,17%	0,09%	-0,19%	-0,19%	-0,22%	-0,08%	-0,05%	-0,05%	-0,05%	-0,06%	0,79%	0,23%	-2,03%
2001	0,12%	0,18%	0,09%	-0,20%	-0,20%	-0,23%	-0,09%	-0,06%	-0,06%	-0,06%	-0,07%	0,78%	0,22%	-2,03%
2002	0,12%	0,18%	0,09%	-0,21%	-0,21%	-0,24%	-0,10%	-0,07%	-0,06%	-0,07%	-0,08%	0,78%	0,20%	-1,95%
2003	0,13%	0,19%	0,09%	-0,22%	-0,22%	-0,25%	-0,11%	-0,08%	-0,07%	-0,07%	-0,09%	0,77%	0,22%	-1,92%
2004	0,13%	0,19%	0,09%	-0,23%	-0,23%	-0,26%	-0,12%	-0,09%	-0,08%	-0,08%	-0,10%	0,77%	0,22%	-1,91%
2005	0,14%	0,20%	0,09%	-0,24%	-0,24%	-0,27%	-0,13%	-0,10%	-0,09%	-0,09%	-0,10%	0,77%	0,22%	-1,90%
2006	0,14%	0,20%	0,08%	-0,25%	-0,25%	-0,28%	-0,14%	-0,10%	-0,09%	-0,10%	-0,11%	0,77%	0,23%	-1,89%
2007	0,15%	0,21%	0,08%	-0,26%	-0,26%	-0,28%	-0,14%	-0,11%	-0,10%	-0,10%	-0,12%	0,76%	0,23%	-1,89%
2008	0,15%	0,21%	0,08%	-0,27%	-0,27%	-0,29%	-0,15%	-0,11%	-0,10%	-0,11%	-0,13%	0,76%	0,24%	-1,90%
2009	0,16%	0,22%	0,08%	-0,27%	-0,27%	-0,30%	-0,16%	-0,12%	-0,11%	-0,12%	-0,13%	0,76%	0,24%	-1,91%
2010	0,16%	0,22%	0,07%	-0,28%	-0,28%	-0,31%	-0,16%	-0,12%	-0,11%	-0,12%	-0,14%	0,76%	0,24%	-1,93%
2011	0,16%	0,23%	0,07%	-0,29%	-0,29%	-0,31%	-0,17%	-0,13%	-0,12%	-0,13%	-0,14%	0,76%	0,25%	-1,96%
2012	0,17%	0,23%	0,07%	-0,29%	-0,29%	-0,32%	-0,18%	-0,13%	-0,12%	-0,14%	-0,15%	0,76%	0,25%	-1,98%
2013	0,17%	0,23%	0,07%	-0,30%	-0,30%	-0,33%	-0,18%	-0,14%	-0,13%	-0,14%	-0,15%	0,76%	0,25%	-2,01%
2014	0,17%	0,24%	0,07%	-0,30%	-0,30%	-0,33%	-0,19%	-0,14%	-0,13%	-0,15%	-0,16%	0,76%	0,26%	-2,03%
2015	0,17%	0,24%	0,07%	-0,31%	-0,31%	-0,34%	-0,19%	-0,14%	-0,13%	-0,15%	-0,16%	0,76%	0,26%	-2,06%
2016	0,18%	0,25%	0,07%	-0,32%	-0,32%	-0,35%	-0,20%	-0,15%	-0,14%	-0,16%	-0,17%	0,75%	0,26%	-2,09%
2017	0,18%	0,25%	0,06%	-0,32%	-0,32%	-0,35%	-0,20%	-0,15%	-0,14%	-0,16%	-0,17%	0,75%	0,27%	-2,11%
2018	0,18%	0,25%	0,06%	-0,33%	-0,33%	-0,36%	-0,21%	-0,15%	-0,15%	-0,17%	-0,18%	0,75%	0,27%	-2,14%
2019	0,18%	0,26%	0,06%	-0,33%	-0,33%	-0,36%	-0,21%	-0,16%	-0,15%	-0,17%	-0,18%	0,75%	0,27%	-2,16%
2020	0,19%	0,26%	0,06%	-0,33%	-0,33%	-0,37%	-0,22%	-0,16%	-0,15%	-0,18%	-0,18%	0,75%	0,27%	-2,19%
2021	0,19%	0,26%	0,06%	-0,34%	-0,34%	-0,37%	-0,22%	-0,16%	-0,16%	-0,18%	-0,19%	0,75%	0,27%	-2,21%
2022	0,19%	0,26%	0,06%	-0,34%	-0,34%	-0,38%	-0,23%	-0,17%	-0,16%	-0,18%	-0,19%	0,75%	0,28%	-2,23%
2023	0,19%	0,27%	0,06%	-0,35%	-0,35%	-0,38%	-0,23%	-0,17%	-0,16%	-0,19%	-0,19%	0,75%	0,28%	-2,25%
2024	0,19%	0,27%	0,06%	-0,35%	-0,35%	-0,38%	-0,23%	-0,17%	-0,16%	-0,19%	-0,20%	0,75%	0,28%	-2,27%
2025	0,20%	0,27%	0,06%	-0,36%	-0,36%	-0,39%	-0,24%	-0,17%	-0,17%	-0,19%	-0,20%	0,75%	0,28%	-2,29%
2026	0,20%	0,27%	0,06%	-0,36%	-0,36%	-0,39%	-0,24%	-0,17%	-0,17%	-0,20%	-0,20%	0,75%	0,28%	-2,31%
2027	0,20%	0,28%	0,06%	-0,36%	-0,36%	-0,40%	-0,25%	-0,18%	-0,17%	-0,20%	-0,21%	0,75%	0,29%	-2,32%
2028	0,20%	0,28%	0,06%	-0,37%	-0,37%	-0,40%	-0,25%	-0,18%	-0,17%	-0,20%	-0,21%	0,75%	0,29%	-2,34%
2029	0,20%	0,28%	0,06%	-0,37%	-0,37%	-0,40%	-0,25%	-0,18%	-0,18%	-0,21%	-0,21%	0,75%	0,29%	-2,36%
2030	0,20%	0,28%	0,06%	-0,37%	-0,37%	-0,41%	-0,25%	-0,18%	-0,18%	-0,21%	-0,21%	0,74%	0,29%	-2,37%
2055	0,23%	0,31%	0,07%	-0,42%	-0,42%	-0,45%	-0,30%	-0,21%	-0,21%	-0,25%	-0,25%	0,74%	0,31%	-2,57%

1. La signification des variables reprises dans le tableau est définie à la section C de la présente annexe.

