



## **DOCUMENT DE RECHERCHE**

**EPEE**

**CENTRE D'ETUDE DES POLITIQUES ECONOMIQUES DE L'UNIVERSITÉ D'EVRY**

---

**Inflation, salaires et SMIC: quelles relations?**

*Yannick L'HORTY & Christophe RAULT*

**02 – 01**

# Inflation, salaires et SMIC : quelles relations ?

Yannick L'Horty<sup>#</sup> et Christophe Rault<sup>\*</sup>

Janvier 2002

---

**Résumé.** *On étudie l'ensemble des interdépendances entre la formation des salaires, celle des prix et du salaire minimum à l'aide d'un modèle vectoriel à correction d'erreur estimé sur des données trimestrielles françaises couvrant la période 1970-1/1999-4. Deux périodes sont distinguées : la période de montée de l'inflation, du début des années 1970 jusqu'en 1981, qui coïncide avec un resserrement important de l'éventail des salaires, mesuré par l'écart du salaire minimum au taux de salaire horaire ; la période de désinflation, depuis 1981, qui est quant à elle allée de paire avec une stabilité des inégalités salariales.*

*La désinflation n'a guère profité à l'évolution du Smic qui est toujours très bénéficiaire des hausses de prix, en termes réels et relatifs, devenues moins fortes, et qui ne bénéficie guère plus des hausses de salaires, dès lors que l'ensemble des interactions sont considérées. Le Smic lui-même semble pourtant avoir gagné en efficacité comme instrument de réduction des disparités salariales. Ses hausses sont finalement plus persistantes en termes réels et relativement aux autres rémunérations et elles ont toujours aussi peu d'impact inflationniste, sur les salaires comme sur les prix.*

**Mots clés.** *formation des salaires, prix, salaire minimum, modèle à correction d'erreur, cointégration, analyse impulsionnelle*

**Classification JEL.** *C32, E31, J31, J38.*

---

## Introduction

Si les effets du salaire minimum sur l'emploi ont fait l'objet de nombreux travaux théoriques et appliqués, on dispose en revanche de très peu d'études sur ses conséquences sur la formation des prix et des autres salaires. On cherchera ainsi en vain des références à l'impact du salaire minimum sur les autres salaires ou sur les prix dans les travaux qui dressent un bilan des études économiques sur le salaire minimum (Dolado et alii, 1996 ; OCDE, 1998). Dès lors que l'on tient compte des interdépendances entre variables, cette omission peut paraître dommageable. D'une part les effets du salaire minimum sur l'inflation ont des conséquences sur le niveau de l'emploi ; d'autre part, les effets du Smic sur les autres salaires sont déterminants si l'on veut évaluer l'impact redistributif des hausses du salaire minimum.

Le propos de cette étude est d'analyser l'ensemble des interdépendances entre la formation des salaires, celle des prix et du salaire minimum. La démarche est essentiellement empirique. On ne pose aucune contrainte a priori sur les relations entre ces trois variables et l'on procède à l'estimation d'un modèle VAR-ECM sur des données trimestrielles françaises couvrant la période 1970-1/1999-4.

---

<sup>#</sup> EPEE - Département d'Economie, Université d'Evry-Val d'Essonne, 4bd. François Mitterrand, 91025 Evry cedex. Correspondance : yannick.lhorty@eco.univ-evry.fr.

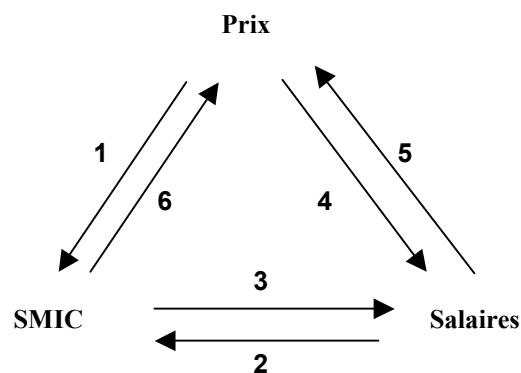
<sup>\*</sup> EUREQua, Université de Paris I Panthéon-Sorbonne. Correspondance : chrault@hotmail.com

Dans un premier temps, des tests de stationnarité sont effectués sur les séries d'indice des prix à la consommation (*ipc*), de Smic (*smic*) et de taux de salaire horaire des ouvriers (*tsh*). Dans un deuxième temps, la présence de relations de co-intégration entre ces variables est testée et l'on recherche une spécification économétrique compatible avec les propriétés statistiques des trois séries. On étudie enfin les interdépendances entre ces trois variables à l'aide de tests de causalité et d'une analyse impulsionnelle en calculant la décomposition de la variance de l'erreur de prévision et les fonctions de réponses aux chocs dans le cadre d'un modèle vectoriel à correction d'erreur.

La première section décrit les causalités institutionnelles et économiques entre le salaire minimum, les autres salaires et l'inflation. La deuxième section présente l'estimation du modèle. La troisième section étudie les relations de causalité effective et les effets à long terme des chocs sur les trois variables.

## 1. Causalités économiques et institutionnelles

L'ensemble des causalités entre le salaire minimum, les autres salaires et les prix sont représentés sur le schéma ci dessous. Les relations 1 et 2 correspondent aux mécanismes institutionnels d'indexation du Smic sur les salaires et les prix. En retour, le Smic est susceptible d'exercer une influence sur la formation des salaires (3) et des prix (6) qui sont eux mêmes interdépendants (relations 4 et 5).



### *L'indexation institutionnelle du Smic aux salaires et aux prix*

Depuis la loi du 2 janvier 1970, qui a transformé le salaire minimum interprofessionnel garanti (SMIG) en salaire minimum de croissance (SMIC), le salaire minimum est indexé à la fois sur les prix et sur le salaire moyen. L'objectif du législateur était d'éliminer ainsi « toute distorsion durable entre la progression du salaire minimum de croissance et l'évolution des conditions économiques générales et des revenus » (art. L-114-6 du Code du Travail). Toutefois, si l'indexation aux prix est garantie, l'indexation automatique aux salaires n'est que partielle. Elle peut être obtenue à moyen terme par les relèvements discrétionnaires (souvent qualifiés de « coups de pouce ») qui ont lieu traditionnellement le 1<sup>er</sup> juillet, après avis de la Commission nationale de la négociation collective.

- En matière d'indexation du SMIC aux prix, la référence est l'indice des prix à la consommation (hors tabac depuis la loi de 1992). Partant de la précédente revalorisation du salaire minimum, il faut que la progression cumulée de cet indice dépasse 2 % pour qu'il y ait une nouvelle revalorisation. Celle-ci intervient alors dès le lendemain de la publication de l'indice (qui s'effectue à un rythme mensuel). L'indexation est donc très rapide en période d'inflation forte et elle est plus lente en période d'inflation faible. C'est pourquoi le le Smic connaît depuis 1987 une progression en palier alors qu'elle était plus continue auparavant.
- Au-delà de cette garantie de stabilité de pouvoir d'achat, la loi de 1970 prévoit qu'en aucun cas « l'accroissement annuel du pouvoir d'achat du Smic ne peut être inférieur à la moitié de celui des salaires horaires moyens » (art. L 141-5). L'indice de référence est le taux de salaire horaire ouvrier (TSH) qui résulte de l'enquête ACEMO effectuée chaque trimestre par le Ministère de l'Emploi et de la Solidarité. Si ce taux de salaire progresse annuellement de 6 % et l'inflation de 3 %, la hausse garantie du Smic sera donc de 4,5 %. Cette demi-indexation au TSH est le fruit d'un compromis entre une indexation intégrale dont on redoutait les effets inflationnistes et une non-indexation qui risquait de favoriser les inégalités de salaires relatifs (comme ce fut le cas avec le SMIG).
- Pour atteindre l'objectif de moyen terme de stabilité des salaires relatifs, la loi prévoit en outre la possibilité de revalorisations annuelles avec effets au 1er juillet dans le cadre d'un décret pris en Conseil des Ministres, après avis de la Commission nationale de la négociation collective. Cette revalorisation « discrétionnaire » n'est pas intégrée dans la clause d'indexation au TSH et ne pénalise donc pas les revalorisations futures du Smic. Ce n'est plus le cas si la hausse a lieu à d'autres dates qu'au 1<sup>er</sup> juillet (ce qui requiert dans tous les cas un avis de la Commission nationale des négociations collectives).

#### *Une indexation très imparfaite en pratique*

Pour des raisons qui tiennent à la disponibilité des indices et à ces mécanismes institutionnels, l'indexation du Smic aux prix et plus encore aux salaires n'est donc ni immédiate, ni parfaite. Dans les faits, deux périodes doivent être distinguées. Du début des années soixante-dix jusqu'à la revalorisation du Smic en mai 1981, la progression du salaire minimum a été globalement bien supérieure à celle des prix et des salaires. Depuis juin 1981, en revanche, la modération du salaire minimum a coïncidé avec de nombreux épisodes de sous-indexation du Smic.

- Vis-à-vis des prix, comme l'indexation est plus lente lorsque l'inflation est faible, on peut recenser de nombreux épisodes où les prix ont de fait augmenté plus vite que le Smic : c'est le cas pour 8 trimestres depuis 1970 si l'on se réfère au taux de croissance *annuel* du Smic, et pour 56 trimestres si l'on considère la croissance *trimestrielle* du Smic (sur un total de 120 entre 1970 et 2000). Ces situations sont devenues plus fréquentes dans les années quatre-vingt et plus encore dans les années quatre-vingt-dix avec la maîtrise croissante de l'inflation.
- Vis-à-vis des salaires, l'indexation du Smic n'est pas mécanique et est en pratique encore plus imparfaite. On peut dénombrer ainsi 58 trimestres (sur 117) où la progression *annuelle* du Smic est plus faible que celle du TSH (tableau 1).

L'indexation à la demi progression du TSH n'est elle aussi ni automatique, puisqu'elle ne se produit pas lorsque la croissance du TSH est inférieure à celle des prix (ce qui s'est produit à quatre reprises en rythme annuel dans les années quatre-vingts) ni immédiate (puisque l'ajustement a lieu le plus souvent au 1<sup>er</sup> juillet). On dénombre ainsi 6 trimestres où la croissance annuelle du Smic a été inférieure à la moitié de celle du TSH et 47 trimestres pour la croissance trimestrielle.

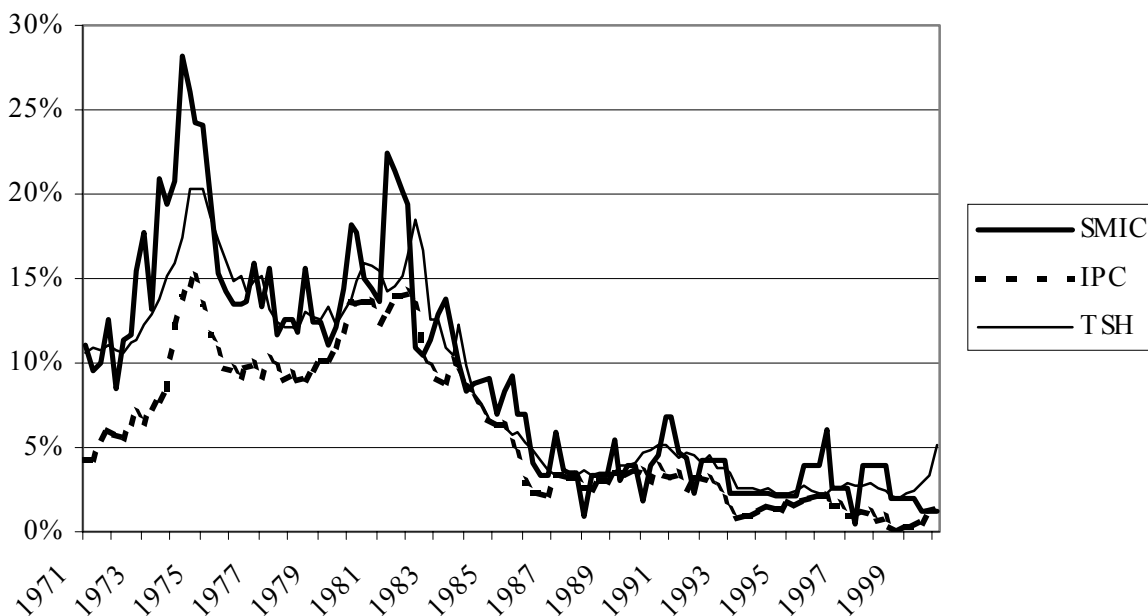
**Tableau 1 – L'imparfaite indexation du Smic aux salaires et aux prix**

| Nombre de trimestres où le Smic...  | Taux de croissance en glissement annuel | Taux de croissance trimestriel |
|-------------------------------------|---|--------------------------------|
| ...à moins augmenté que l'IPC       | 8                                       | 56                             |
| ...à moins augmenté que le TSH      | 58                                      | 69                             |
| ...à moins augmenté que le demi TSH | 6                                       | 47                             |
| Sur un total de                     | 117                                     | 120                            |

*Champs : données trimestrielles entre 1970-1 et 2000-1*

Globalement, la progression du Smic est nettement supérieure à celle des prix (graphique 1). Le pouvoir d'achat du salaire minimum a ainsi été multiplié par 2,3 depuis 1970, dont près des trois quarts (1,8) avant 1981. Vis-à-vis des salaires, le constat est variable selon les périodes. Jusqu'au début des années quatre-vingt, la progression du Smic a été bien au-delà de celle du TSH. Entre 1970 et 1981, le Smic va augmenter de 20 % de plus que le TSH (près de la moitié de cette hausse correspond à la revalorisation de 1981), comblant ainsi l'écart creusé entre la progression du SMIG et les salaires entre 1950 et 1970. Depuis la revalorisation de 1981, en revanche, le rapport du Smic au TSH est resté à peu près stable conformément au principe de la loi de 1970.

**Graphique 1 – Croissance du Smic, de l'inflation et des salaires depuis 1970**



*Les relations économiques : effets en retour du Smic sur les salaires et les prix*

La troisième relation est celle qui va du salaire minimum aux autres salaires. Le salaire minimum exerce un effet positif sur le salaire moyen selon les estimations univariées d'équations de salaires sur données temporelles françaises menées à la Direction de la Prévision ou à la Dares (pour un survol de ces travaux, cf. CSERC, 1999). Pour justifier cette relation, un premier argument est celui de l'impact comptable sur le salaire moyen correspondant au poids des salariés au Smic dans l'ensemble des salariés. Un deuxième argument met en avant un effet de troncature, très étudié dans les travaux appliqués : si les productivités individuelles sont données et que les salaires sont égaux à ces productivités, l'effet du salaire minimum est de tronquer la distribution « naturelle » des salaires (Stigler, 1946). Un relèvement du salaire minimum va donc augmenter le salaire moyen en faisant disparaître les emplois dont les salaires sont en dessous du nouveau minimum. Ces deux premiers arguments sont exclusifs l'un de l'autre. Un troisième argument est celui de l'effet de diffusion et met en jeu quant à lui la formation des autres salaires : ces derniers augmentent avec le salaire minimum s'ils sont négociés et que le salaire minimum joue un rôle de référence dans cette négociation (par exemple s'il constitue un point de repli ou que les salariés sont sensibles aux écarts relatifs de rémunération, Grossman, 1983).

Cette relation positive peut être remise en question dès lors que l'on considère l'ensemble des enchaînements entre le salaire minimum et les autres salaires. Si un relèvement du salaire minimum renchérit le coût du travail peu qualifié (effet de diffusion) et qu'il réduit l'emploi de ces salariés (effet de troncature), il va entraîner aussi des effets de substitution avec les autres catégories de salariés et des effets de volume ou d'échelle. Une hausse du salaire minimum est une hausse du coût d'un facteur de production et l'effet sur les autres coûts dépend des élasticités prix croisés qui sont *a priori* indéterminées. Si les effets de substitution l'emportent sur les effets volume, l'emploi des autres salariés et leurs rémunération va augmenter. Mais si les effets de substitution sont plus faibles que les effets volume, une hausse du salaire minimum réduit l'emploi des autres salariés et leurs rémunération également. On retrouve alors le résultat classique de la frontière des prix de facteurs : si le prix d'un facteur augmente, les prix des autres facteurs doivent diminuer. Au total, les effets du salaire minimum sont *a priori* de signe indéterminé dès lors que l'on considère l'ensemble des interdépendances entre ces variables.

Les autres relations théoriques présentent moins d'ambiguïté. Les relations entre salaires et prix (relations 4 et 5) correspondent à la boucle prix salaire et sont *a priori* positives. Une hausse des prix est répercutée en hausse de salaires par le jeu des négociations salariales. Une hausse des salaires exerce une pression à la hausse sur les prix, qui est strictement proportionnelle si les comportements de marge sont inchangés. Le salaire minimum exerce de la même manière un effet positif sur les prix (relation 6). Un relèvement du salaire minimum, comme une hausse de salaires, accroît en effet les coûts de production ce qui se traduit par des hausses de prix strictement proportionnelles au poids des salariés au Smic dans l'ensemble des coûts de production si les marges sont inchangées.

## 2. Modélisation économétrique

L'objet de cette étude est de préciser et de quantifier l'ensemble de ces relations entre le Smic, l'inflation et la formation des salaires. La démarche retenue ici est très empirique. Nous avons « laissé parler les données » en estimant un modèle VAR ECM sans contraintes, c'est-à-dire sans imposer de restriction *a priori* sur les relations entre les trois variables.

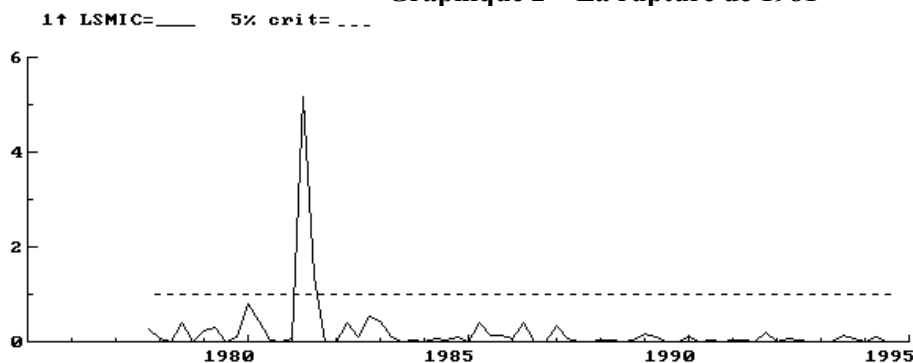
L'ensemble des estimations est réalisé sur des données trimestrielles françaises couvrant la période 1970-1/1999-4. Trois séries sont utilisées : l'indice des prix à la consommation (*ipc*), le niveau nominal du Smic (*smic*) et le taux de salaire horaire des ouvriers (*tsh*).

### *Intégration des séries et rupture structurelle en 1981*

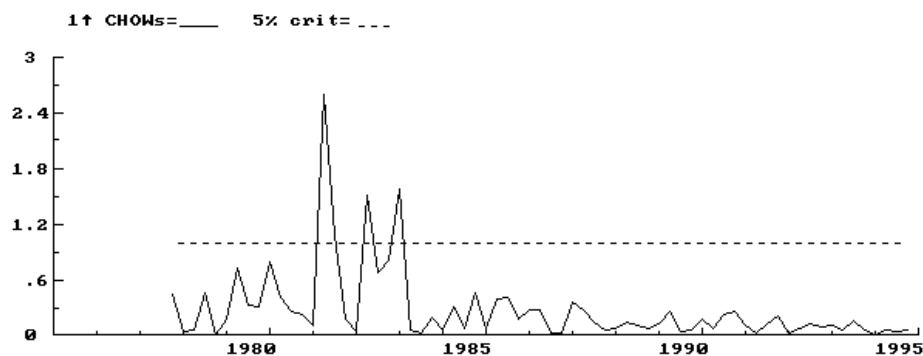
La première étape de l'analyse consiste à s'intéresser aux propriétés univariées des séries et à déterminer leur degré d'intégration. Pour ce faire, nous avons mis en œuvre plusieurs tests et procédures séquentielles de tests de racine unitaire, afin de savoir laquelle des trois hypothèses  $I(0)$ ,  $I(1)$ ,  $I(2)$  est vérifiée par les données. Les résultats de la procédure de Jobert (1992) des tests de Schmidt-Phillips (1992), des tests de Kwiatkowsky, Phillips, Schmidt et Shin (KPSS) (1992) et d'Elliott (1996)<sup>1</sup> (non reportés ici) sont concordants et indiquent que les trois séries sont non-stationnaires et intégrées d'ordre 1, certaines avec une tendance linéaire comme la série TSH.

La deuxième étape consiste à estimer le modèle non contraint. Avant d'adopter ce modèle, nous avons effectué plusieurs estimations préalables qui se sont révélées insatisfaisantes. Il s'est en effet avéré inadéquat de spécifier un modèle unique statistiquement acceptable pour l'ensemble de la période (1970:01-1999:04), car les paramètres estimés exhibaient une forte instabilité au début des années quatre-vingt. La ré-estimation du modèle par les moindres carrés récursifs jusqu'en 1999 :4 et la mise en œuvre de tests de Chow a permis de déterminer avec précision la date de rupture au deuxième trimestre de l'année 1981 (graphique 2).

**Graphique 2 – La rupture de 1981**



<sup>1</sup> Ces tests sont suffisamment connus pour nous dispenser d'une présentation formelle. Pour des informations supplémentaires, nous renvoyons le lecteur intéressé aux références bibliographiques à la fin de l'article.



*Lecture* : le premier graphique présente les résultats du test de Chow pour la stabilité des paramètres de l'équation du Smic. Le second graphique teste la stabilité globale de l'ensemble des paramètres du modèle estimé. Dans les deux cas, la date de rupture se situe au deuxième trimestre 1981.

Cette rupture implique de distinguer deux sous-périodes et d'estimer un modèle propre à chacune de ces sous-périodes. La première période (1970 :01-1981 :01) correspond à la montée de l'inflation et à la baisse des inégalités salariales (mesurées par le rapport du TSH au Smic). La seconde période (1981 :02-1999 :04) est celle de la maîtrise de l'inflation et de la stabilité des inégalités salariales.

#### *Une relation de cointégration dans chacune des deux sous-périodes*

Le choix du nombre de retards dans l'écriture du modèle VAR-ECM non contraint peut influencer de manière significative les résultats de l'estimation et il importe par conséquent de le déterminer sur la base de considérations à la fois économique et statistique (Gonzalo, 1994). Trois critères ont été mobilisés : (i) les critères d'information de Schwarz et de Hannan, ainsi que des tests de Fisher globaux, (ii) l'absence d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité des résidus des équations du modèle, (iii) la cohérence des paramètres estimés avec les attendus théoriques. Le modèle retenu comporte un retard de deux trimestres pour la première période et un retard de un trimestre pour la seconde période. Pour chacune de ces périodes, le modèle estimé comporte une constante non-contrainte. Les tests du rang de cointégration proposés par Johansen (1988) et les valeurs critiques extraites de Johansen (1995) sont reportées dans le tableau 2. Ces tests indiquent l'existence d'une seule relation de long terme entre les trois variables pour chacune des deux périodes<sup>2</sup>.

<sup>2</sup> Les résultats de l'analyse de la co-intégration ne se trouvent pas modifiés, si on utilise les valeurs critiques récemment retabulées par Pesaran, Shin and Smith (1999).



**Tableau 2 – Une relation de cointégration**

a) Sous-période 1970 :01-1981 :01

| Ho contre Ha       | Test du $\lambda_{\max}$ |                            | Test de la $\lambda_{\text{trace}}$ |                            |
|--------------------|--------------------------|----------------------------|-------------------------------------|----------------------------|
|                    | Statistique              | Valeur critique<br>(à 5 %) | Statistique                         | Valeur critique<br>(à 5 %) |
| r = 0 contre r = 1 | 27.34**                  | 17.9                       | 32.87**                             | 24.3                       |
| r ≤ 1 contre r = 2 | 5.47                     | 11.4                       | 5.52                                | 12.5                       |
| r ≤ 2 contre r = 3 | 0.05                     | 3.8                        | 0.05                                | 3.8                        |

\*\* indique la significativité au seuil de confiance de 10 %.

b) Sous période 1981 :02- 1999-04

| Ho contre Ha       | Test du $\lambda_{\max}$ |                            | Test de la $\lambda_{\text{trace}}$ |                            |
|--------------------|--------------------------|----------------------------|-------------------------------------|----------------------------|
|                    | Statistique              | Valeur critique<br>(à 5 %) | Statistique                         | Valeur critique<br>(à 5 %) |
| r = 0 contre r = 1 | 22.33**                  | 17.9                       | 35.83**                             | 24.3                       |
| r ≤ 1 contre r = 2 | 10.42                    | 11.4                       | 11.1                                | 12.5                       |
| r ≤ 2 contre r = 3 | 0.23                     | 3.8                        | 0.23                                | 3.8                        |

\*\* indique la significativité au seuil de confiance de 10 %.

Les relations de cointégration estimées par le maximum de vraisemblance sont données ci-dessous<sup>3</sup>. Le coefficient associé au Smic est significativement différent de zéro et a été normalisé à 1, ce qui assure l'identification des paramètres de long terme pour les deux sous-périodes (Johansen, 1995).

$$1970 :01-1981 :01 \quad \text{Smic} = 0.8645 \text{ ipc} + 0.8215 \text{ tsh}$$

(4.75)                      (4.37)

$$1981 :02- 1999-04 \quad \text{Smic} = 1.287 \text{ ipc} + 0.3359 \text{ tsh}$$

(6.65)                      (2.79)

### *Le modèle complet*

L'ensemble des paramètres de court terme et de long terme des deux modèles à correction d'erreur ainsi estimés est reporté dans le tableau 3.

<sup>3</sup> Les chiffres qui figurent entre parenthèse désignent les T-stat des coefficients estimés. Des tests sur la structure de l'espace cointégrant ont confirmé que les trois variables font effectivement bien partie de la relation de cointégration estimée pour chacune des deux sous-périodes. Des tests de stationnarité effectués dans le cadre multivarié confirment en outre que les trois variables sont caractérisées par une non-stationnarité stochastique (intégrées d'ordre 1) plutôt que par une non-stationnarité déterministe (stationnaire autour d'un trend linéaire).

**Tableau 3 – Estimations des paramètres du modèle VAR-ECM**

a) Sous-période 1970:01-1981:01

| Equations                       | $\Delta\text{Lipc}$      |        | $\Delta\text{Lsmic}$     |        | $\Delta\text{Ltsh}$      |        |
|---------------------------------|--------------------------|--------|--------------------------|--------|--------------------------|--------|
|                                 | $R^2= 0.531, DW = 2.048$ |        | $R^2= 0.591, DW = 2.532$ |        | $R^2= 0.707, DW = 1.962$ |        |
| Variables                       | Coefficients             | T-Stat | Coefficients             | T-Stat | Coefficients             | T-Stat |
| $\Delta\text{Lipc}_{t-1}$       | <b>0.385<sup>4</sup></b> | 2.492  | <b>1.694</b>             | 3.385  | <b>0.612</b>             | 2.533  |
| $\Delta\text{Lipc}_{t-2}$       | 0.075                    | 0.385  | -0.137                   | -0.216 | <b>0.606</b>             | 3.922  |
| $\Delta\text{Lsmic}_{t-1}$      | -0.043                   | -0.866 | <b>-0.489</b>            | -3.017 | <b>-0.093</b>            | -2.376 |
| $\Delta\text{Lsmic}_{t-2}$      | 0.052                    | 0.033  | <b>-0.381</b>            | -2.419 | <b>-0.088</b>            | -2.299 |
| $\Delta\text{Ltsh}_{t-1}$       | 0.016                    | 1.203  | <b>1.288</b>             | 2.018  | 0.003                    | 0.023  |
| $\Delta\text{Ltsh}_{t-2}$       | 0.052                    | 0.332  | -0.541                   | -1.046 | -0.131                   | -1.046 |
| $\text{ECI}_{t-1}$ <sup>5</sup> | 0.016                    | 1.203  | -0.083                   | -1.897 | <b>-0.051</b>            | -4.822 |

b) Sous période 1981:02- 1999:04

| Equations                       | $\Delta\text{Lipc}$      |        | $\Delta\text{Lsmic}$    |        | $\Delta\text{Ltsh}$      |        |
|---------------------------------|--------------------------|--------|-------------------------|--------|--------------------------|--------|
|                                 | $R^2= 0.792, DW = 2.101$ |        | $R^2=0.355, DW = 1.827$ |        | $R^2= 0.798, DW = 2.019$ |        |
| Variables                       | Coefficients             | T-Stat | Coefficients            | T-Stat | Coefficients             | T-Stat |
| $\Delta\text{Lipc}_{t-1}$       | <b>0.361</b>             | 3.108  | <b>1.057</b>            | 2.748  | <b>0.763</b>             | 5.815  |
| $\Delta\text{Lsmic}_{t-1}$      | 0.013                    | 0.351  | -0.233                  | -1.850 | 0.019                    | 0.443  |
| $\Delta\text{Ltsh}_{t-1}$       | -0.051                   | 0.581  | -0.062                  | -0.214 | -0.042                   | 0.421  |
| $\text{ECI}_{t-1}$ <sup>6</sup> | <b>-0.075</b>            | -4.995 | -0.041                  | -0.823 | <b>-0.034</b>            | -2.000 |

Les coefficients en gras sont statistiquement significatifs au seuil de 5 %.

Par ailleurs, plusieurs statistiques de tests ont été calculées afin d'apprécier la qualité de l'estimation (tests du Multiplicateur de Lagrange (LM) et tests du Ljung-Box d'autocorrélation des résidus à l'ordre 16, tests pour détecter la présence de résidus ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity), test de normalité des résidus de Jarque-Bera). Ces tests constituent un moyen de détecter la défaillance éventuelle de certaines hypothèses effectuées lors de l'estimation du système. Pour ne pas alourdir inutilement la présentation les résultats de ces tests ne sont pas reproduits ici, mais révèlent que les principales hypothèses faites sur les résidus sont satisfaites pour les trois équations des deux modèles<sup>7</sup>. Enfin, la ré-estimation des deux modèles par les moindres carrés récursifs à l'aide de PC-FIML et la réalisation de tests de Chow confirment la stabilité des paramètres pour chacune des sous périodes.

<sup>4</sup> Les coefficients significatifs au seuil de 5 % sont reportés en gras.

<sup>5</sup> Précisons que l'écart stationnaire  $\text{ECI}_{t-1}$  est défini par :  $\text{ECI}_{t-1} = 0.8645 \text{ ipc}_{t-1} + 0.8215 \text{ tsh}_{t-1} - \text{smic}_{t-1}$ .

<sup>6</sup> De même, dans le deuxième modèle à correction d'erreur, l'écart stationnaire  $\text{ECI}_{t-1}$  est défini par :  $\text{ECI}_{t-1} = 1.287 \text{ ipc}_{t-1} + 0.3359 \text{ tsh}_{t-1} - \text{smic}_{t-1}$ .

<sup>7</sup> Les résidus des équations du modèle VAR possèdent dans l'ensemble les bonnes propriétés : ils ne sont pas autocorrélés, ni de type ARCH, même s'ils connaissent parfois quelques problèmes de normalité.

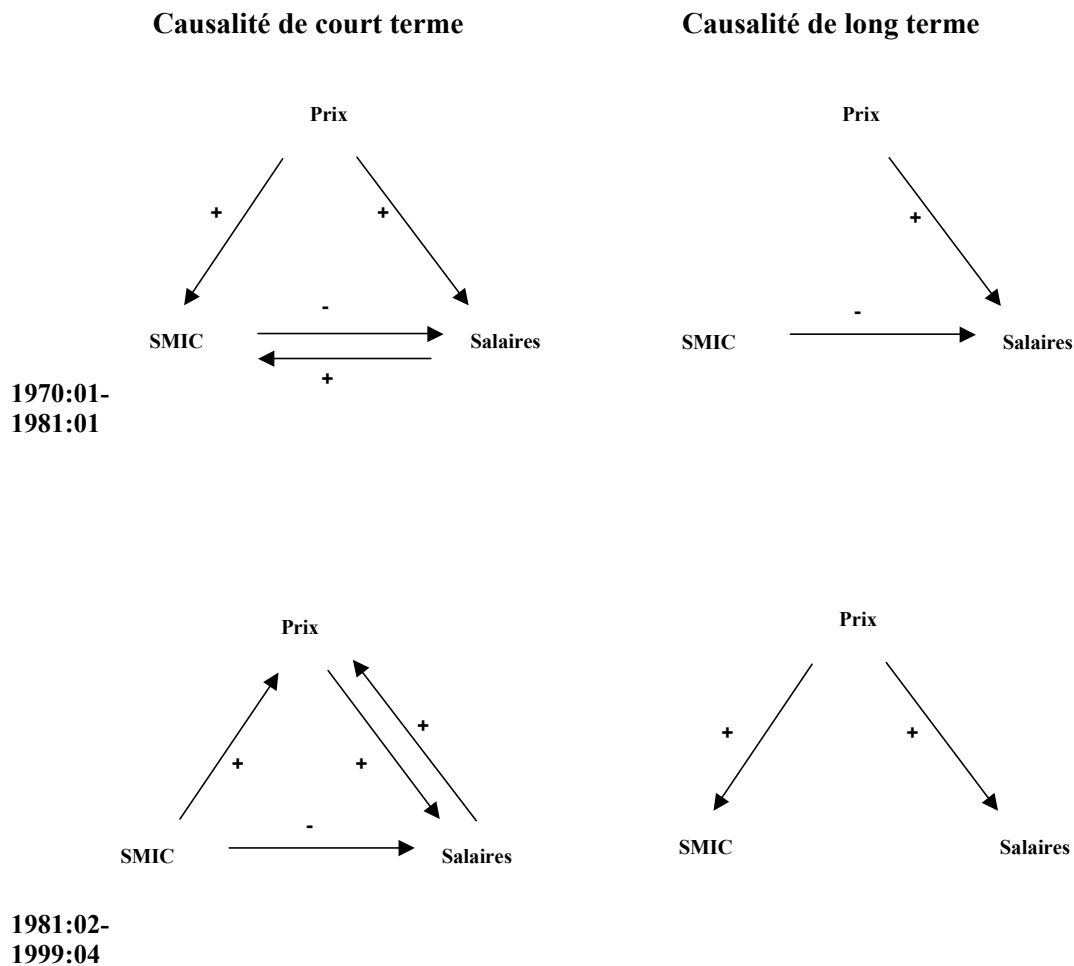
### 3. Interactions dynamiques entre Smic, inflation et salaires

Les deux modèles étant correctement spécifiés et leurs paramètres stables au cours du temps, les relations dynamiques entre les trois variables peuvent être précisées. Trois instruments d'analyse sont utilisés : les tests de causalité, la décomposition de la variance de l'erreur de prévision et les fonctions de réponses aux chocs.

#### *Quelles causalités ?*

Les résultats des tests de causalité au sens de Granger (1969) figurent dans le tableau 4. A court terme, la causalité signifie que le taux de croissance des salaires, par exemple, a un impact différé sur le taux de croissance du Smic. Dans le cas d'une relation causale à long terme, c'est l'équilibre entre le niveau des salaires et celui des autres variables, qui détermine la progression du Smic.

**Tableau 4 – Résultats des tests de causalité**



Aucune de ces causalités n'est contraire aux attendus théoriques et institutionnels. Mais des différences sont néanmoins notables entre les deux périodes. Avant 1981, les causalités de court terme, qui relient les taux de croissance des variables, sont plus présentes que les causalités de long terme, qui mettent en jeu les niveaux des variables. C'est l'inverse après 1981. En d'autres termes, les relations dynamiques prédominent dans la première période, et les relations d'équilibre dans la seconde.

Si l'on se concentre sur le court terme, tout d'abord, il apparaît que l'inflation cause la progression du Smic et des salaires dans les deux périodes, mais n'est elle-même causée par aucune des autres variables. Les hausses du Smic ne sont déterminées par celles des salaires qu'avant 1981. Elles exercent alors, en retour, un effet modérateur sur la progression des salaires. En théorie, ce mécanisme modérateur renvoie à un effet volume dominant les effets de substitution (nous sommes à court terme). Depuis 1981, il n'y a plus de relations causales entre la progression du Smic et celle des salaires.

A long terme, les hausses de salaires sont sensibles dans les deux périodes à l'équilibre entre le niveau des salaires, du Smic et des prix qui joue un rôle de force de rappel (le Smic ayant à nouveau un effet modérateur sur les hausses de salaires, qui est toutefois peu significatif depuis 1981). Les hausses du Smic ne dépendent d'aucune relation d'équilibre entre ces trois variables dans les deux périodes. L'inflation, enfin, n'est sensible à une force de rappel entre les variables en niveaux que depuis 1981.

Le décomposant de la variance de l'erreur de prévision permet ensuite de classer les trois variables selon leur degré d'exogénéité (cf. annexe 1). Il apparaît que l'inflation est la variable la plus exogène et que le Smic est la plus endogène, comme le laissait supposer le mode de formation institutionnelle du salaire minimum. Ce classement est utilisé pour calculer les fonctions de réponses aux chocs affectant les trois variables<sup>8</sup>.

#### *Effets de long terme d'une hausse des prix*

Les tableaux qui figurent dans la suite de cet article correspondent aux réponses de long terme des trois variables à la suite d'une hausse de 1 % de l'une des variables, compte tenu de l'ensemble des interdépendances entre les trois variables. D'une manière générale, les deux modèles vectoriels à correction d'erreur estimés possèdent une capacité rapide de résorption des chocs : ils sont totalement absorbés au bout de 12 trimestre dans la première période et au bout de 5 mois dans la seconde (où les ajustements sont globalement plus rapides).

Ces réponses de long terme donnent directement les effets nominaux des chocs. L'écart entre la réponse des salaires ou celle du Smic et la réponse des prix donne l'impact réel des chocs. L'écart entre la réponse des salaires et celle du Smic indique enfin l'impact sur les inégalités salariales. S'agissant tout d'abord de l'effet d'une hausse des prix, cette grille de lecture permet d'effectuer les trois constats suivants.

- Suite à une hausse exogène d'un point des prix à la consommation, les enchaînements apparaissent globalement beaucoup plus inflationnistes dans la première période que dans la seconde. Les prix ont finalement augmenté de trois points avant 1981, contre

---

<sup>8</sup> Comme la matrice de variance-covariance des innovations est ici presque diagonale pour chacun des deux modèles estimés, les résultats de l'analyse impulsionnelle s'avèrent en réalité être peu sensibles au classement des variables, contrairement au cas général (cf. annexe 1 pour plus de détails)

1,5 seulement depuis 1981 (tableau 4). L'impact nominal sur les salaires et le Smic est lui aussi beaucoup plus prononcé avant 1981.

- Dans les deux périodes, les salaires apparaissent légèrement sous-indexés à l'inflation : une hausse des prix se traduit finalement par une légère baisse du pouvoir d'achat des salaires. Le Smic apparaît quant à lui sur-indexé dans les deux périodes : le pouvoir d'achat du salaire minimum augmente d'environ un tiers de plus que la hausse de prix cumulée.
- L'inflation réduit ainsi les inégalités salariales en rapprochant le pouvoir d'achat du Smic de celui du taux de salaire horaire. Les mécanismes institutionnels d'indexation du Smic aux prix de consommation font en effet que les salariés au Smic sont toujours mieux protégés que les autres des effets des hausses de prix. Par ce canal, la désinflation a pu contribuer à une moindre réduction des inégalités salariales.

**Tableau 5 – Réponses de long terme suite à un choc sur l'indice des prix à la consommation**

|                 | Avant 1981 | Après 1981 |
|-----------------|------------|------------|
| <b>Prix</b>     | 3,06       | 1,5        |
| <b>Smic</b>     | 4,19       | 1,96       |
| <b>Salaires</b> | 2,86       | 1,37       |

#### *Effets d'une hausse des salaires*

La même problématique peut être appliquée pour interpréter les effets de long terme d'une hausse exogène du taux de salaire horaire.

- A nouveau, les effets nominaux apparaissent beaucoup plus marqués avant 1981. Les prix augmentent finalement d'un demi point dans la première période alors qu'ils sont restés à peu près stables dans la seconde période, voire en légère baisse. Une interprétation théorique est celle d'un renforcement de la concurrence sur les marchés des biens entre les deux périodes, les hausses de salaires étant moins reportées dans les prix dans des marchés plus ouverts. Les progressions nominales des salaires et du Smic sont elles aussi plus marquées dans la première période. Depuis 1981, une hausse exogène d'un point des salaires se traduit par une hausse finale de 0,9 point seulement et par une faible modération du salaire minimum, de l'ordre d'un dixième de points comme pour les prix.
- Les effets réels sont néanmoins un peu plus marqués dans la seconde période. N'ayant plus d'effets inflationnistes, les hausses de salaires profitent finalement davantage au pouvoir d'achat des salariés (la différence est cependant très faible : le gain de pouvoir d'achat est de 0,77 point avant 1981 et 0,83 point après). Elles profitent moins aux salariés au Smic dont le pouvoir d'achat est insensible aux hausses de salaires depuis 1981 alors qu'il augmentait de 0,4 point auparavant.
- Puisqu'elles profitent moins aux salariés au Smic, les hausses de salaires ont finalement un effet beaucoup plus inégalitaire dans la période de désinflation. Elles

faisaient s'écarter le Smic du taux de salaire horaire d'environ 0,3 point avant 1981, contre 1 point depuis.

**Tableau 6 – Réponses de long terme suite à un choc sur le taux de salaire horaire**

|                 | Avant 1981 | Après 1981 |
|-----------------|------------|------------|
| <b>Prix</b>     | 0,49       | -0,07      |
| <b>Smic</b>     | 0,91       | -0,11      |
| <b>Salaires</b> | 1,26       | 0,9        |

#### *Effets d'une hausse du Smic*

Une dernière simulation permet d'étudier l'impact d'une hausse du Smic sur les prix et les salaires. Le résultat est reporté dans le tableau 6.

**Tableau 7 – Réponses de long terme suite à un choc sur le Smic**

|                 | Avant 1981 | Après 1981 |
|-----------------|------------|------------|
| <b>Prix</b>     | 0,02       | 0,019      |
| <b>Smic</b>     | 0,54       | 0,83       |
| <b>Salaires</b> | -0,02      | -0,015     |

- Les effets nominaux sont très limités dans les deux périodes. La hausse du Smic ne persiste qu'en partie, un peu plus après 1981 qu'avant. L'inflation et les salaires ne varient quasiment pas. Dès lors que l'on considère l'ensemble des interdépendances entre variables, les hausses du salaire minimum auraient donc un effet d'entraînement tout à fait négligeable sur les autres salaires.
- En l'absence d'impact persistant sur les prix, les effets réels correspondent aux effets nominaux. Les hausses du Smic ont un peu plus d'impact favorable sur le pouvoir d'achat des salariés au Smic dans un contexte d'inflation maîtrisée.
- Du point de vue des inégalités salariales, l'effet de compression de la hiérarchie des salaires associé aux hausses du Smic est toujours moins important *ex post* qu'*ex ante*, mais il l'effet *ex post* est plus marqué depuis 1981. Le Smic serait devenu plus efficace comme instrument de réduction des disparités salariales.

## **Conclusion**

La période de montée de l'inflation, du début des années 1970 jusqu'en 1981, a coïncidé avec un resserrement important de l'éventail des salaires, mesuré ici par l'écart du salaire minimum au TSH. La période de désinflation, depuis 1981, est quant à elle allée de paire avec une stabilité des inégalités salariales. Les résultats de cette étude suggèrent une relation entre ces évolutions de l'inflation et des disparités de salaires et permettent ainsi de dresser un bilan contrasté des effets de la désinflation sur la formation des salaires et celle du Smic.

D'un côté, la désinflation n'a guère profité à l'évolution du Smic. Avant 1981, le Smic bénéficiait à la fois des hausses de prix et des hausses de salaires, compte tenu de l'ensemble des interactions entre ces variables. Depuis 1981, il est toujours bénéficiaire des hausses de prix, à la fois en termes réels et relatifs, mais celles-ci sont devenues moins fortes, et il ne bénéficie plus guère des hausses de salaires. D'un autre côté, le Smic lui-même semble avoir gagné en efficacité comme instrument de réduction des disparités salariales. Ses hausses sont finalement plus persistantes en termes réels et relativement aux autres rémunérations et elles ont toujours aussi peu d'impact inflationniste, sur les salaires comme sur les prix.

## Annexe 1 : Analyse impulsionnelle

Les deux exercices de décomposition de la variance de l'erreur de prévision ainsi que les fonctions aux réponses aux chocs sont mis en œuvre dans la mesure où les tests de causalité (au sens de Granger) effectués précédemment reposent principalement sur une notion d'antériorité entre les variables et peuvent par ailleurs s'interpréter comme *des tests de causalité intra-échantillon*. En effet, ces tests ne peuvent révéler que la causalité au sein de l'échantillon, mais ils ne fournissent aucune d'information sur les propriétés dynamiques du système de variables considéré, ni sur le degré d'exogénéité des différentes variables au delà de la période d'estimation. En revanche, l'exercice de décomposition de la variance de l'erreur de prévision peut quant à lui être considéré comme *un test de causalité hors échantillon*, étant donné qu'il a pour objectif de décomposer la variance de l'erreur de prévision d'une variable donnée (par exemple smic) pour différents horizons de prévisions, en parts attribuables aux innovations (ou chocs) dû à chaque variable du système, y compris elle-même.

Pour réaliser l'analyse impulsionnelle, nous effectuons dans un premier temps une décomposition de Cholesky de la matrice des variance-covariance des innovations afin d'obtenir une représentation VAR orthogonalisée dans laquelle les résidus sont non-corrélés contemporanément. Rappelons que ce type d'orthogonalisation initiée par Sims (1980) n'est en général pas neutre, en ce sens qu'il impose une structure strictement récursive du système d'innovations. Ce choix se justifie par le fait que nous ne disposons pas ici d'un modèle théorique sous-jacent suffisamment fort nous permettant de spécifier un schéma structurel complet d'identification des chocs. Il s'agit alors de classer les variables de la plus centrale à la moins centrale, c'est à dire de la plus exogène à la moins exogène<sup>9</sup>. Pour déterminer l'ordre le plus adéquat nous recourons à deux instruments distincts, l'analyse statistique et la théorie économique et il se trouve que ces deux outils fournissent ici une réponse unifiée. L'étude des résultats des tests de causalité précédents, nous conduit en effet à faire intervenir comme variable contemporaine dans chaque modèle vectoriel à correction d'erreur celle dont la mesure de causalité est la plus importante (i.e. celle qui cause le plus les autres) tout en étant la moins causée par ces dernières. Nous procédons de même pour classer les autres variables, ce qui nous conduit *in fine* à retenir un vecteur  $X_t$  dont les variables sont ordonnées comme suit (ipc, tsh, smic)<sup>7</sup>.

La décomposition de la variance de l'erreur de prévision et les fonctions de réponse aux chocs (le choc est unitaire) sont ensuite calculées pour les variables en taux de croissance, sur un horizon suffisamment important pour que chacune des réponses se stabilise et revienne vers zéro, ce qui traduit le fait que les deux modèles vectoriels à correction d'erreur sont correctement spécifiés et que toutes les variables sont I(1) et non I(2). Nous en déduisons alors par sommation les fonctions de réponse aux chocs pour les variables prises en niveau, la réponse cumulée pour chaque variable et la décomposition de la variance de l'erreur de prévision pour les variables prises en niveau.

Nous calculons également l'intervalle de confiance à 5 % de chacune des fonctions de réponse en utilisant la méthode du bootstrap qui permet de s'affranchir des deux hypothèses fondamentales qui sont souvent requises par les tests classiques, à savoir la normalité des résidus et des échantillons de grandes tailles. En effet, ces deux hypothèses ne sont pas toujours vérifiées comme c'est le cas par exemple ici : nos deux échantillons ne comportent respectivement que 12 et 19 années (ce qui constitue une taille limite) et la normalité des résidus est parfois refusée. Le bootstrap est une méthode non paramétrique qui repose sur l'idée que la loi empirique des résidus converge vers la vraie loi de ces résidus. Aussi, en simulant le système à l'aide de ces résidus et en réestimant le modèle un grand nombre de fois, on parvient à dériver la loi à distance finie des paramètres du modèle (voir Bertail (1992), pour une revue de littérature). Les résultats de l'exercice de décomposition de la variance de l'erreur de prévision sont reproduits et commentés ci-dessous et permettent ainsi de mettre en évidence les principaux canaux d'influence dans les deux modèles VAR-ECM.

---

<sup>9</sup> Il faut souligner que comme la matrice de variance-covariance des innovations est ici presque diagonale pour chacun des deux modèles estimés, les résultats de l'analyse impulsionnelle s'avèrent en réalité être très peu sensibles au classement spécifié des variables (contrairement au cas général).



**Décomposition de la variance de l'erreur de prévision à différents horizons pour les variables (*ipc*, *tsh*, *smic*) prises en niveau**

**a) Sous-période 1970 :01-1981 :01**

| h = horizon de la prévision<br>(en trimestre) |    | Pourcentage de la variance de l'erreur de prévision |       |       |
|---|----|---|-------|-------|
|   |    | ipc   | tsh s | smic  |
| ipc   | 1  | 100   | 0.00  | 0.00  |
|   | 2  | 99.03   | 0.73  | 0.04  |
|   | 5  | 98.17   | 1.80  | 0.03  |
|   | 10 | 97.71   | 1.99  | 0.03  |
|   | 20 | 97.50   | 1.47  | 0.03  |
|   | 32 | 97.43   | 1.54  | 0.03  |
| tsh   | 1  | 0.00  | 100   | 0.00  |
|   | 2  | 42.29   | 56.98 | 0.73  |
|   | 5  | 62.39   | 36.86 | 0.75  |
|   | 10 | 73.14   | 26.11 | 0.75  |
|   | 20 | 77.69   | 21.56 | 0.75  |
|   | 32 | 79.12   | 21.15 | 0.73  |
| smic  | 1  | 0.00  | 0.00  | 100   |
|   | 2  | 71.11   | 16.77 | 12.12 |
|   | 5  | 81.05   | 11.83 | 7.07  |
|   | 10 | 87.80   | 8.12  | 4.08  |
|   | 20 | 90.12   | 7.47  | 2.41  |
|   | 32 | 90.88   | 6.71  | 2.41  |

**b) Sous période 1981 :02- 1999-04**

| h = horizon de la prévision<br>(en trimestre) |    | Pourcentage de la variance de l'erreur de prévision |       |       |
|---|----|---|-------|-------|
|   |    | ipc   | tsh s | Smic  |
| ipc   | 1  | 100   | 0.00  | 0.00  |
|   | 2  | 99.84   | 0.15  | 0.01  |
|   | 5  | 99.78   | 0.21  | 0.01  |
|   | 10 | 99.76   | 0.23  | 0.01  |
|   | 20 | 99.75   | 0.24  | 0.01  |
|   | 32 | 99.75   | 0.24  | 0.01  |
| tsh   | 1  | 0.00  | 100   | 0.00  |
|   | 2  | 37.20   | 62.80 | 0.00  |
|   | 5  | 50.58   | 49.42 | 0.00  |
|   | 10 | 55.55   | 44.45 | 0.00  |
|   | 20 | 58.12   | 41.88 | 0.00  |
|   | 32 | 59.08   | 41.92 | 0.00  |
| smic  | 1  | 0.00  | 0.00  | 100   |
|   | 2  | 51.37   | 0.30  | 48.33 |
|   | 5  | 61.37   | 0.44  | 38.19 |
|   | 10 | 64.99   | 0.50  | 34.51 |
|   | 20 | 66.83   | 0.53  | 32.64 |
|   | 32 | 67.53   | 0.54  | 31.93 |

**Nota :**

Une variable strictement exogène devrait, s'il n'y avait pas d'erreur d'estimation dans les paramètres du système, avoir dans le tableau 3, des 100 dans les cellules de sa diagonale et des zéros dans toutes les autres cellules de ses colonnes. En effet, d'après Sims (1972) l'exogénéité d'une variable est équivalente à la condition que l'innovation de cette variable explique toute sa variance de l'erreur de prévision à tous les horizons.

D'une façon générale, concernant la décomposition de la variance de l'erreur de prévision, un examen rapide des trois premières lignes des tableaux ci-dessus révèle qu'une relation intervient de façon frappante. On constate en effet que la variance de leur erreur de prévision des trois variables est essentiellement expliquée par l'innovation de l'indice des prix à la consommation et cela pour les deux sous- périodes et à tous les horizons du temps (respectivement 99.75 % pour ipc, 59.08 % pour tsh et 67.53 % pour smic à horizon de 8 ans, pour la période 1981:02- 1999:04). Ainsi, le choc sur l'indice des prix à la consommation constitue donc le choc dominant. Par ailleurs, si la définition de Sims (1980) est mise à contribution pour appréhender le degré d'exogénéité des variables des deux modèles vectoriels à correction d'erreur, il devient alors possible de classer ces variables de la plus exogène à la moins exogène, ce qui conduit ici à ipc, tsh, smic. La variable smic apparaît ainsi comme la variable la plus endogène. Il faut préciser que ces résultats s'avèrent être très peu sensibles à l'ordre des variables retenu, la matrice de variance-covariance des innovations étant ici presque diagonale.

## REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Bertrail P.(1992), “Le bootstrap, une revue de littérature”, *Insee, Document de travail*,
- CSERC (1999), “*Le salaire minimum de croissance*”. La documentation française,
- Dolado J., Kramarz F., Machin S., Manning A., Margolis D. et Teulings C. (1996), “The economic impact of minimum wages in Europe”, *Economic Policy*, n° 23.
- Elliott G., Rothenberg T.H, Stock J.H (1996), “Efficient tests for an autoregressive unit root”, *Econometrica*, vol 64, pp 813-836.
- Granger C. (1969), “Investigating Causal Relations Econometrics Models and Cross Spectral Methods”, *Econometrica*, vol. 37, pp. 424-439, juillet.
- Grossman J-B. (1983), “The Impact of the Minimum Wage on other Wages”, *The Journal of Human Resources*, XVIII, 3.
- Im K., Pesaran H., Shin Y. (1997), “Testing for unit roots in heterogeneous panels”, *Discussion Paper, University of Cambridge, June*.
- Jobert I. (1992), “Test de racine unitaire” , *Cahiers Eco&Maths*, Université de Paris I, n°92,44.
- Johansen S. (1988), “Statistical analysis of cointegration vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol 12, pp 231-254.
- Johansen, S. (1995), “*Likelihood-Based Inferences in Cointegration Vector Autoregressive Models*”, Advanced Texts in Econometrics, 267p. Oxford and New York : Oxford University Press.
- Kwiatowski D., Phillips P.C.B., Schmidt P. & Shin Y.(1992), “Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root ? ”, *Journal of Econometrics*, Vol. 54: 159-178.
- OCDE (1998), “Tirer le meilleur parti du salaire minimum : salaire minimum légal, emploi et pauvreté”. *Perspectives de l'Emploi, juillet*.
- Sims C. (1972), “Money, Income and Causality”, *American Economic Review* », vol. 62, pp. 540-552.
- Sims C. (1980), “Macroeconomics and Reality ”, *Econometrica*, 48, 1-48.
- Stigler G.J. (1946). “The economics of minimum wage legislation”, *American Economic Review*, vol 36.

# Documents de recherche EPEE

## 2002

- 02 - 01      **Inflation, salaires et SMIC: quelles relations?**  
*Yannick L'HORTY & Christophe RAULT*
- 02 - 02      **Le paradoxe de la productivité**  
*Nathalie GREENAN & Yannick L'HORTY*
- 02 - 03      **35 heures et inégalités**  
*Fabrice GILLES & Yannick L'HORTY*
- 02 - 04      **Droits connexes, transferts sociaux locaux et retour à l'emploi**  
*Denis ANNE & Yannick L'HORTY*
- 02 - 05      **Animal Spirits with Arbitrarily Small Market Imperfection**  
*Stefano BOSI, Frédéric DUFOURT & Francesco MAGRIS*
- 02 - 06      **Actualité du protectionnisme :  
l'exemple des importations américaines d'acier**  
*Anne HANAUT*

## 2001

- 01 - 01      **Optimal Privatisation Design and Financial Markets**  
*Stefano BOSI, Guillaume GIRMENS & Michel GUILLARD*
- 01 - 02      **Valeurs extrêmes et series temporelles :  
application à la finance**  
*Sanvi AVOUYI-DOVI & Dominique GUEGAN*
- 01 - 03      **La convergence structurelle européenne :  
rattrapage technologique et commerce intra-branche**  
*Anne HANAUT & El Mouhoub MOUHOUD*
- 01 - 04      **Incitations et transitions sur le marché du travail :  
une analyse des stratégies d'acceptation et des refus d'emploi**  
*Thierry LAURENT, Yannick L'HORTY, Patrick MAILLE & Jean-François OUVARD*
- 01 - 05      **La nouvelle économie et le paradoxe de la productivité :  
une comparaison France - Etats-Unis**  
*Fabrice GILLES & Yannick L'HORTY*
- 01 - 06      **Time Consistency and Dynamic Democracy**  
*Toke AIDT & Francesco MAGRIS*
- 01 - 07      **Macroeconomic Dynamics**  
*Stefano BOSI*
- 01 - 08      **Règles de politique monétaire en présence d'incertitude :  
une synthèse**  
*Hervé LE BIHAN & Jean-Guillaume SAHUC*
- 01 - 09      **Indeterminacy and Endogenous Fluctuations  
with Arbitrarily Small Liquidity Constraint**  
*Stefano BOSI & Francesco MAGRIS*
- 01 - 10      **Financial Effects of Privatizing the Production of Investment Goods**  
*Stefano BOSI & Carine NOURRY*

- 01 - 11      **On the Woodford Reinterpretation of the Reichlin OLG Model :  
a Reconsideration**  
*Guido CAZZAVILLAN & Francesco MAGRIS*
- 01 - 12      **Mathematics for Economics**  
*Stefano BOSI*
- 01 - 13      **Real Business Cycles and the Animal Spirits Hypothesis  
in a Cash-in-Advance Economy**  
*Jean-Paul BARINCI & Arnaud CHERON*
- 01 - 14      **Privatization, International Asset Trade and Financial Markets**  
*Guillaume GIRMENS*
- 01 - 15      **Externalités liées dans leur réduction et recyclage**  
*Carole CHEVALLIER & Jean DE BEIR*
- 01 - 16      **Attitude towards Information and Non-Expected Utility Preferences :  
a Characterization by Choice Functions**  
*Marc-Arthur DIAYE & Jean-Max KOSKIEVIC*
- 01 - 17      **Fiscalité de l'épargne en Europe :  
une comparaison multi-produits**  
*Thierry LAURENT & Yannick L'HORTY*
- 01 - 18      **Why is French Equilibrium Unemployment so High :  
an Estimation of the WS-PS Model**  
*Yannick L'HORTY & Christophe RAULT*
- 01 - 19      **La critique du « système agricole » par Smith**  
*Daniel DIATKINE*
- 01 - 20      **Modèle à Anticipations Rationnelles  
de la CONjoncture Simulée : MARCOS**  
*Pascal JACQUINOT & Ferhat MIHOUBI*
- 01 - 21      **Qu'a-t-on appris sur le lien salaire-emploi ?  
De l'équilibre de sous emploi au chômage d'équilibre :  
la recherche des fondements microéconomiques  
de la rigidité des salaires**  
*Thierry LAURENT & Hélène ZAJDELA*
- 01 - 22      **Formation des salaires, ajustements de l'emploi  
et politique économique**  
*Thierry LAURENT*

## 2000

- 00 - 01      **Wealth Distribution and the Big Push**  
*Zoubir BENHAMOUCHE*
- 00 - 02      **Conspicuous Consumption**  
*Stefano BOSI*
- 00 - 03      **Cible d'inflation ou de niveau de prix :  
quelle option retenir pour la banque centrale  
dans un environnement « nouveau keynésien » ?**  
*Ludovic AUBERT*
- 00 - 04      **Soutien aux bas revenus, réforme du RMI et incitations à l'emploi :  
une mise en perspective**  
*Thierry LAURENT & Yannick L'HORTY*
- 00 - 05      **Growth and Inflation in a Monetary « Selling-Cost » Model**

*Stefano BOSI & Michel GUILLARD*

- 00 - 06 **Monetary Union : a Welfare Based Approach**  
*Martine CARRE & Fabrice COLLARD*
- 00 - 07 **Nouvelle synthèse et politique monétaire**  
*Michel GUILLARD*
- 00 - 08 **Neoclassical Convergence versus Technological Catch-Up :  
a Contribution for Reaching a Consensus**  
*Alain DESDOIGTS*
- 00 - 09 **L'impact des signaux de politique monétaire sur la volatilité  
intra-journalière du taux de change deutschemark - dollar**  
*Aurélié BOUBEL, Sébastien LAURENT & Christelle LECOURT*
- 00 - 10 **A Note on Growth Cycles**  
*Stefano BOSI, Matthieu CAILLAT & Matthieu LEPELLEY*
- 00 - 11 **Growth Cycles**  
*Stefano BOSI*
- 00 - 12 **Règles monétaires et prévisions d'inflation en économie ouverte**  
*Michel BOUTILLIER, Michel GUILLARD & Auguste MPACKO PRISO*
- 00 - 13 **Long-Run Volatility Dependencies in Intraday Data  
and Mixture of Normal Distributions**  
*Aurélié BOUBEL & Sébastien LAURENT*

## 1999

- 99 - 01 **Liquidity Constraint, Increasing Returns and Endogenous Fluctuations**  
*Stefano BOSI & Francesco MAGRIS*
- 99 - 02 **Le temps partiel dans la perspective des 35 heures**  
*Yannick L'HORTY & Bénédicte GALTIER*
- 99 - 03 **Les causes du chômage en France :  
Une ré-estimation du modèle WS - PS**  
*Yannick L'HORTY & Christophe RAULT*
- 99 - 04 **Transaction Costs and Fluctuations in Endogenous Growth**  
*Stefano BOSI*
- 99 - 05 **La monnaie dans les modèles de choix intertemporels :  
quelques résultats d'équivalences fonctionnelles**  
*Michel GUILLARD*
- 99 - 06 **Cash-in-Advance, Capital, and Indeterminacy**  
*Gaetano BLOISE, Stefano BOSI & Francesco MAGRIS*
- 99 - 07 **Sunspots, Money and Capital**  
*Gaetano BLOISE, Stefano BOSI & Francesco MAGRIS*
- 99 - 08 **Inter-Jurisdictional Tax Competition in a Federal System  
of Overlapping Revenue Maximizing Governments**  
*Laurent FLOCHEL & Thierry MADIES*
- 99 - 09 **Economic Integration and Long-Run Persistence  
of the GNP Distribution**  
*Jérôme GLACHANT & Charles VELLUTINI*
- 99 - 10 **Macroéconomie approfondie : croissance endogène**  
*Jérôme GLACHANT*

- 99 - 11 **Growth, Inflation and Indeterminacy in a Monetary « Selling-Cost » Model**  
*Stefano BOSI & Michel GUILLARD*
- 99 - 12 **Règles monétaires, « ciblage » des prévisions et (in)stabilité de l'équilibre macroéconomique**  
*Michel GUILLARD*
- 99 - 13 **Educating Children : a Look at Household Behaviour in Côte d'Ivoire**  
*Philippe DE VREYER, Sylvie LAMBERT & Thierry MAGNAC*
- 99 - 14 **The Permanent Effects of Labour Market Entry in Times of High Aggregate Unemployment**  
*Philippe DE VREYER, Richard LAYTE, Azhar HUSSAIN & Maarten WOLBERS*
- 99 - 15 **Allocating and Funding Universal Service Obligations in a Competitive Network Market**  
*Philippe CHONE, Laurent FLOCHEL & Anne PERROT*
- 99 - 16 **Intégration économique et convergence des revenus dans le modèle néo-classique**  
*Jérôme GLACHANT & Charles VELLUTINI*
- 99 - 17 **Convergence des productivités européennes : réconcilier deux approches de la convergence**  
*Stéphane ADJEMIAN*
- 99 - 18 **Endogenous Business Cycles : Capital-Labor Substitution and Liquidity Constraint**  
*Stefano BOSI & Francesco MAGRIS*
- 99 - 19 **Structure productive et procyclicité de la productivité**  
*Zoubir BENHAMOUCHE*
- 99 - 20 **Intraday Exchange Rate Dynamics and Monetary Policy**  
*Aurélie BOUBEL & Richard TOPOL*

## 1998

- 98 - 01 **Croissance, inflation et bulles**  
*Michel GUILLARD*
- 98 - 02 **Patterns of Economic Development and the Formation of Clubs**  
*Alain DESDOIGTS*
- 98 - 03 **Is There Enough RD Spending ? A Reexamination of Romer's (1990) Model**  
*Jérôme GLACHANT*
- 98 - 04 **Spécialisation internationale et intégration régionale. L'Argentine et le Mercosur**  
*Carlos WINOGRAD*
- 98 - 05 **Emploi, salaire et coordination des activités**  
*Thierry LAURENT & Hélène ZAJDELA*
- 98 - 06 **Interconnexion de réseaux et charge d'accès : une analyse stratégique**  
*Laurent FLOCHEL*
- 98 - 07 **Coût unitaires et estimation d'un système de demande de travail : théorie et application au cas de Taiwan**  
*Philippe DE VREYER*

- 98 - 08      **Private Information :**  
**an Argument for a Fixed Exchange Rate System**  
*Ludovic AUBERT & Daniel LASKAR*
- 98 - 09      **Le chômage d'équilibre. De quoi parlons nous ?**  
*Yannick L'HORTY & Florence THIBAUT*
- 98 - 10      **Deux études sur le RMI**  
*Yannick L'HORTY & Antoine PARENT*
- 98 - 11      **Substituabilité des hommes aux heures et ralentissement de la productivité ?**  
*Yannick L'HORTY & Christophe RAULT*
- 98 - 12      **De l'équilibre de sous emploi au chômage d'équilibre :**  
**la recherche des fondements microéconomiques de la rigidité des salaires**  
*Thierry LAURENT & Hélène ZAJDELA*