

# Un modèle de déséquilibre de la courbe de Phillips en France et en Allemagne

Guy LAROQUE, Bernard SALANIÉ\*

**RÉSUMÉ.** – Cet article présente une boucle prix-salaires construite autour d'une courbe de Phillips et où l'excès d'offre de travail est déterminé par un modèle de déséquilibre du marché du travail. L'originalité du modèle provient de l'inclusion dans la courbe de Phillips et dans l'équation qui relie l'excès d'offre de travail et le chômage de variables latentes retardées, qui rendent inutilisables les méthodes d'estimation usuelles. Nous utilisons la méthode du pseudo-maximum de vraisemblance simulé dynamique décrite dans LAROQUE-SALANIÉ [1993] pour estimer le modèle sur des données françaises et allemandes. Nous obtenons un ajustement très précis du chômage dans les deux pays. Nos estimations suggèrent qu'une politique de relance keynésienne aurait des effets plus prononcés en Allemagne qu'en France.

---

## A Disequilibrium Model of the Phillips Curve in France and Germany

**ABSTRACT.** – This paper combines a Phillips curve and a disequilibrium model of the labor market. The novel feature of the model is that both the Phillips curve and the equation that links excess labor supply and unemployment contain lagged latent variables, which makes standard estimation methods untractable. We turn to the dynamic simulated pseudo-maximum likelihood method proposed in LAROQUE-SALANIÉ [1993] to estimate the model on French and German data. Our estimates produce an excellent fit for unemployment in both countries. They suggest that a Keynesian reflation policy would have stronger effects in Germany than in France.

---

\* G. LAROQUE : INSEE ; B. SALANIÉ : INSEE. Ce travail a bénéficié d'un soutien financier SPES de la Communauté Européenne. Nous remercions deux rapporteurs anonymes pour leurs remarques.

# 1 Introduction

---

L'estimation d'équations de salaires où une variable de tension qui représente l'état du marché du travail affecte le taux de croissance du salaire réel est maintenant un exercice standard. Ces variables de tension s'interprètent comme des indicateurs de l'excès d'offre sur le marché du travail ; il est donc naturel de plonger l'équation de salaire dans un modèle de déséquilibre du marché du travail, qui fournit directement un estimateur de l'excès d'offre de travail. Cette approche a par exemple été utilisée par QUANDT-ROSEN [1986, 1988], dont le modèle est à la base de celui présenté dans cet article <sup>1</sup>.

Plusieurs études ont montré que l'état passé du marché du travail contribue, comme son état présent, à déterminer le rythme de croissance des salaires. Ce fait rend difficile l'estimation de modèles de déséquilibre où la variable de tension est l'excès d'offre de travail : comme l'excès d'offre de travail est une variable latente, son inclusion dans l'équation de salaires sous forme d'un régresseur retardé interdit d'utiliser les méthodes d'estimation usuelles. En effet, la fonction de vraisemblance du modèle devient une intégrale dont la dimension est égale à la taille de l'échantillon. Dans un article récent (LAROQUE-SALANIÉ [1993]), nous avons montré comment la méthode du pseudo-maximum de vraisemblance simulé (PMVS) dynamique permettait d'estimer des modèles dynamiques non-linéaires complexes, et notamment des modèles dynamiques à variables latentes. Cet article présente une application de ces méthodes à l'estimation d'un modèle de déséquilibre du marché du travail à six équations, inspiré de QUANDT-ROSEN [1986, 1988]. Si les trois premières équations du modèle (la demande de travail, l'offre de travail, et la condition minimum agrégée) et l'équation de prix prennent une forme usuelle, l'équation de salaires et ce que nous appellerons l'"équation de mesure" contiennent des variables latentes retardées, qui rendent l'estimation par les méthodes classiques irréalisable. Nous présentons les équations du modèle en section 2 et nous y justifions l'introduction de variables latentes retardées.

La section 3 décrit brièvement les méthodes du PMVS dynamique et leurs propriétés asymptotiques pour des modèles stationnaires généraux. Comme la plupart des variables que nous utilisons semblent être intégrées d'ordre 1, il nous faut étudier de plus près les propriétés asymptotiques de nos estimateurs. L'application directe des méthodes du PMVS dynamique conduit à des estimateurs non-convergens dont les distributions limites sont non-dégénérées. En revanche, le seul fait de différencier le modèle avant

---

1. Voir aussi SALANIÉ [1991] pour un modèle de déséquilibre à deux marchés relié à une boucle prix-salaires.

l'estimation permet d'obtenir des estimateurs convergents qui possèdent les propriétés asymptotiques habituelles, tout au moins dans des modèles linéaires<sup>2</sup>. La section 4 discute ces résultats autour de modèles linéaires simples. Nous ignorons s'ils peuvent être généralisés à des modèles non-linéaires.

Nous avons estimé notre modèle sur des données trimestrielles françaises et allemandes respectivement sur les périodes 1963:1-1989:4 et 1966:1-1989:4. La section 5 présente nos résultats. Nous obtenons des valeurs initiales pour les vingt-quatre à vingt-six coefficients en estimant une version statique simplifiée du modèle ; dans une seconde étape, nous utilisons ces valeurs initiales pour estimer la spécification dynamique. Toutes nos variables endogènes sont intégrées d'ordre un, à l'exception du chômage qui est stationnaire. D'après nos résultats de la section 4, les critères à maximiser doivent donc différer dans le cas statique et dans le cas dynamique : la fonction objectif statique se fonde sur les niveaux de l'emploi et du chômage, tandis que la fonction objectif dynamique doit reposer sur le taux de croissance de l'emploi et le niveau du chômage. En conséquence, l'ajustement de l'emploi est bien meilleur avec les modèles qui utilisent des simulations statiques. En revanche, les modèles dynamiques produisent un ajustement remarquablement précis du chômage dans les deux pays ; ceci est d'autant plus surprenant que le modèle contient peu de variables exogènes et que ces simulations sont dynamiques.

Puisque nous disposons d'estimateurs du même modèle structurel pour la France et l'Allemagne, nous pouvons comparer les réactions des deux économies à une politique de relance keynésienne dans une situation de fort excès d'offre de travail. Nos résultats, qui demandent à être confirmés par d'autres études, indiquent que l'Allemagne est plus sensible que la France à ce type de choc, ce qui suggère qu'elle y aura moins facilement recours. A la suite d'un même choc positif temporaire sur la demande de travail, l'Allemagne subit des effets plus intenses et moins durables sur le chômage et des effets plus importants et plus durables sur l'inflation que la France.

## 2 Le modèle

---

En dehors de la présence de variables latentes retardées, notre modèle est essentiellement celui de Quandt-Rosen (ci-après QR) avec une dynamique plus "propre". Il consiste en six équations :

- une équation de demande de travail
- une équation d'offre de travail
- la condition de rationnement agrégée

---

2. Sauf pour les constantes et les tendances déterministes linéaires (voir la section 4).

- une équation de salaires s'inspirant de la courbe de Phillips
- une équation de prix
- et une équation de mesure qui relie l'excès d'offre de travail au taux de chômage officiel.

Tous les noms de variables en majuscules représentent des niveaux, tandis que ceux en minuscules représentent des logarithmes : ainsi,  $L^d$  est la demande de travail et  $l^d$  est son logarithme. Toutes les erreurs structurelles  $u_{it}$  sont supposées normales centrées réduites, non corrélées entre elles et non autocorrélées.  $\Delta x_t$  représente  $x_t - x_{t-1}$ , le taux de croissance (approché) de  $X$ .

## 2.1. La demande de travail

Notre équation de demande de travail est :

$$(1) \quad l_t^d = \alpha_0 + \alpha_1 l_{t-1} + \alpha_2 (w_t - p_t) + \alpha_3 q_t + \sigma_1 u_{1t}$$

où  $q$  est le PIB réel,  $l$  l'emploi,  $w$  le salaire brut (qui inclut donc l'impôt sur les salaires et les cotisations sociales employeur et salarié), et  $p$  est le déflateur du PIB.

La version statique de cette équation est une régression de la demande de travail sur le PIB et le salaire réel. Il y a au moins trois justifications possibles de cette équation, dont aucune n'est parfaitement satisfaisante. La première interprétation est obtenue en maximisant le profit d'une entreprise représentative qui a une fonction de production CES à deux facteurs d'élasticité  $\sigma$  et de rendements d'échelle  $v$ , si bien qu'à stock de capital fixé :

$$(2) \quad l^d = a - \sigma(w - p) + \frac{1 - \sigma + \sigma v}{v} q$$

Malheureusement, ceci fait de  $q$  une variable endogène déterminée en même temps que  $l$ , alors que la plupart des modèles du marché du travail, dont le nôtre, traitent le PIB comme exogène<sup>3</sup>. LUCAS-RAPPING [1970] l'avaient déjà remarqué dans leur article pionnier<sup>4</sup>. Nous pourrions bien sûr substituer à la place de  $q$  sa valeur dans la fonction de production et résoudre en  $l$ , mais nous serions alors privés de l'information qu'apporte  $q$  pour l'estimation. Il nous faudrait alors nous reposer sur le stock de capital pour répliquer le cycle des affaires, ce qui est sans espoir compte tenu de l'inertie à court terme des séries de capital, à moins de recourir à des données sur le taux d'utilisation du capital ; dans cette dernière hypothèse, nous ne serions plus très loin d'un modèle complet de déséquilibre à deux marchés.

Une seconde interprétation, celle de QUANDT-ROSEN [1987], découple la fonction de production et l'équation de demande de travail en admettant que

3. On pourrait bien sûr endogénéiser le PIB dans un modèle de déséquilibre à deux marchés.

4. Où ils utilisaient la spécification CES avec  $v = 1$ .

le secteur productif ne s'agrège pas parfaitement. Ceci est bien sûr possible ; mais on aimerait alors savoir quel est le modèle microéconomique utilisé.

La troisième interprétation, qui est la plus fréquente dans la littérature (voir par exemple ALTONJI (1982) et les articles de QUANDT et ROSEN), soutient que l'équation (1) est le résultat de la minimisation des coûts à production donnée, quand la fonction de production est de type Cobb-Douglas. Cependant, la demande de facteurs conditionnelle à la production devrait alors dépendre des prix relatifs des facteurs et non du prix à la production, et  $(w - p)$  devrait être remplacé par  $(w - c)$ , où  $c$  mesure le coût d'usage du capital.  $c$  est notoirement difficile à mesurer ; il combine le prix des biens d'équipement, dont on peut supposer que l'évolution est parallèle à celle de  $p$ , le taux d'intérêt, le taux de dépréciation du capital... Si ces dernières variables sont suffisamment inertes, nous pouvons utiliser l'équation (1) comme une approximation dont la base théorique est faible.

## 2.2. L'offre de travail

Il est plus difficile encore de bien spécifier l'offre de travail. La théorie néoclassique du consommateur suggère que si on néglige l'effet du travail à domicile, les solutions en coin, les choix patrimoniaux, les contraintes légales sur la durée du travail, et d'autres facteurs institutionnels, le nombre d'heures offert par chaque ménage devrait dépendre du salaire réel courant, du salaire réel anticipé, et du taux d'intérêt réel (voir par exemple LUCAS-RAPPING [1970]). L'ampleur de l'effet de substitution intertemporelle qui est au cœur de cette spécification a fait l'objet d'un débat très animé qui est loin d'être clos. Pour cette raison, nous adopterons la spécification de QR :

$$(3) \quad l_t^s = \beta_0 + \beta_1 h_t + \beta_2 (w_t - p_t - e_t) + \beta_3 \frac{t}{100} + \sigma_2 u_{2t}$$

où  $h$  est la population active potentielle et  $e$  est l'écart entre le salaire payé par les employeurs ( $W$ ) et celui qui est reçu par les salariés ( $W/E$ ). La tendance déterministe vise à prendre en compte les modifications structurelles du marché du travail, et notamment l'augmentation de la participation des femmes. Nous pourrions aussi incorporer un effet de "travailleur découragé" en ajoutant des valeurs retardées de l'excès d'offre de travail dans le membre de droite de (3) <sup>5</sup>. QR avaient fait figurer un salaire réel anticipé dans leur équation d'offre de travail ; compte tenu de la difficulté d'identifier l'offre de travail sur la période qui nous intéresse, où le chômage prédomine, nous avons préféré négliger cette variable.

## 2.3. La condition de rationnement

Nous supposons que les prix et les salaires ne s'ajustent pas assez vite pour permettre au marché du travail de s'équilibrer, si bien qu'il y a un

---

5. Nous pourrions de plus introduire des retards de la mesure du chômage  $U$  dans le membre de droite de l'équation s'il apparaissait que les travailleurs sont plus découragés par les annonces officielles que par la situation sous-jacente du marché du travail.

rationnement quantitatif au niveau agrégé :

$$(4) \quad l = \min(l^d, l^s)$$

Certains auteurs (par exemple MUELLBAUER [1978]) ont soutenu que la condition minimum de l'équation (5) ne pouvait s'appliquer que sur des "micromarchés", puisqu'une partie de l'économie est en excès d'offre et une autre en excès de demande. Toutefois, l'expérience que nous avons d'une spécification fondée sur les micromarchés (voir LAROQUE-SALANIÉ [1989]) nous a conduits à conclure qu'au contraire du marché des biens, le marché du travail peut être considéré comme homogène dans l'estimation.

## 2.4. L'équation de salaires

Dans l'esprit de la courbe de Phillips, le taux de croissance des salaires dépend de celui des prix et des excès d'offre de travail passé et courant <sup>6</sup> :

$$(5) \quad \Delta w_t = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta w_{t-1} + \gamma_2 (l_t^s - l_t^d) + \gamma_3 (l_{t-1}^s - l_{t-1}^d) \\ + \gamma_4 \Delta p_t + \gamma_5 \Delta p_{t-1} + \sigma_3 u_{3t}$$

Remarquons qu'alors que QR utilisent le taux de chômage officiel  $U$  comme variable de tension dans leur équation de salaires, nous nous reposons sur l'excès d'offre de travail (relatif)  $(l^s - l^d)$  : cette procédure est à l'évidence plus dans l'esprit des modèles de déséquilibre. De plus, nous introduisons un retard de l'excès de l'offre de travail dans (5) pour traduire le fait que le chômage ne contribue pas immédiatement à réduire le taux de croissance des salaires. Si cette nouvelle variable amène une dynamique plus réaliste, son introduction empêche en revanche de recourir à aucune des stratégies usuelles d'estimation (comme le maximum de vraisemblance, qu'utilisent QR), puisque  $(l_{t-1}^s - l_{t-1}^d)$  est une endogène non observée.

## 2.5. L'équation de prix

Notre équation de prix se contente de relier le taux de croissance du déflateur du PIB à ceux des salaires et des prix étrangers. Elle ne fait ainsi qu'ancrer le taux de croissance des prix à celui des prix étrangers. Nous n'avons pas encore essayé de fixer les *niveaux* des prix en introduisant une relation cointégrante entre les prix et les prix étrangers (ou la masse monétaire).

$$(6) \quad \Delta p_t = \delta_0 + \delta_1 \Delta p_{t-1} + \delta_2 \Delta w_t + \delta_3 \Delta w_{t-1} + \delta_4 \Delta p_t^f + \sigma_4 u_{4t}$$

---

6. Nous avons essayé une spécification de l'équation de salaires en niveaux, mais les paramètres dynamiques estimés nous ont ramenés à une structure très proche de l'équation (5).

## 2.6. L'équation de mesure

Nous venons d'expliquer que l'excès d'offre de travail, et non le chômage, était la variable de tension adéquate dans l'équation de salaires ; toutefois, nous souhaitons utiliser l'information contenue dans le taux de chômage officiel. Nous incluons donc dans notre modèle une équation qui relie l'excès d'offre de travail et le chômage :

$$(7) \quad \lambda_1(l_t^s - l_t^d) + (1 - \lambda_1)(l_{t-1}^s - l_{t-1}^d) = U - \frac{\lambda_0}{U} + \sigma_5 u_{5t}$$

L'équation (7) a un double objet : elle fournit de l'information pour identifier les variables latentes, et elle décrit le processus dynamique par lequel l'excès d'offre de travail manifeste son influence sur le taux de chômage<sup>7</sup>. Le retard sur l'excès d'offre de travail reflète notre impression que les travailleurs qui se portent sur le marché du travail et ne trouvent pas d'emploi ne s'inscrivent pas immédiatement à l'ANPE. Une fois encore, l'introduction de ce retard rend impossible le recours au maximum de vraisemblance pour estimer les paramètres de (7).

## 3 La méthode du pseudo-maximum de vraisemblance simulé dynamique

---

Nous décrivons brièvement dans cette section notre méthode d'estimation ; pour plus de détails, nous renvoyons le lecteur à LAROQUE-SALANIÉ [1993]. Nous présenterons la méthode pour un modèle *stationnaire* assez général ; la section 4 discute notre traitement des variables non-stationnaires en plus de détail.

Nous partons du modèle sous forme réduite suivant :

$$(M) \quad \begin{cases} y_t = g(x_t, y_{t-1}, y_{t-1}^*, \varepsilon_t, \theta_0) \\ y_t^* = g^*(x_t, y_{t-1}, y_{t-1}^*, \varepsilon_t, \theta_0) \end{cases}$$

où  $y_t$  est le vecteur de variables endogènes observées,  $y_t^*$  est un vecteur de variables latentes,  $x_t$  est un vecteur de variables fortement exogènes et  $\varepsilon_t$  sont les erreurs structurelles, qui sont indépendamment et identiquement distribuées<sup>8</sup> et dont la distribution est parfaitement connue :  $\theta_0$  contient

---

7. Nous aurions pu également utiliser les données françaises sur le nombre d'emplois vacants ; toutefois, ces données n'existent pas en Allemagne, et nous tenions à estimer exactement le même modèle dans les deux pays.

8. Notre méthode d'estimation s'étend sans difficulté aux modèles à erreurs autocorrélées (voir LAROQUE-SALANIÉ [1993]).

tous les paramètres qui décrivent le processus des erreurs. Pour chaque variable  $z$ , nous noterons  $z^t$  la suite  $(z_1, \dots, z_t)$ .

Notre méthode repose sur des simulations dynamiques du modèle ( $M$ ). Nous représentons par une fonction ( $g_t$ ) le résultat de simulations dynamiques du modèle, en partant en période 1 avec des valeurs initiales données pour la période 0 et en remplaçant les variables endogènes retardées par leurs valeurs simulées. Plus précisément,  $g_t$  a pour arguments le sentier suivi par les variables exogènes  $x^t$  et par les erreurs  $\varepsilon^t$ , ainsi qu'un couple de valeurs initiales  $(y_0, y_0^*)$  dont le choix est sans influence asymptotique, et que nous omettrons dans la notation. Pour tout vecteur de paramètres  $\theta$ , nous définissons récursivement les fonctions  $(g_t)_{t=1, \dots, T}$  et  $(g_t^*)_{t=1, \dots, T}$  par :

$$\begin{cases} g_t(x^t, \varepsilon^t, \theta) = g(x_t, g_{t-1}(x^{t-1}, \varepsilon^{t-1}, \theta), g_{t-1}^*(x^{t-1}, \varepsilon^{t-1}, \theta), \varepsilon_t) \\ g_t^*(x^t, \varepsilon^t, \theta) = g^*(x_t, g_{t-1}(x^{t-1}, \varepsilon^{t-1}, \theta), g_{t-1}^*(x^{t-1}, \varepsilon^{t-1}, \theta), \varepsilon_t) \end{cases}$$

Soient maintenant les deux premiers moments de  $y_t$ , conditionnellement à  $x^t$  :

$$\begin{cases} f_t(x^t, \theta_0) = E(g_t(x^t, \varepsilon^t, \theta_0) | x^t) \\ v_t(x^t, \theta_0) = V(g_t(x^t, \varepsilon^t, \theta_0) | x^t) \end{cases}$$

où les espérances sont prises en intégrant par rapport à  $\varepsilon^t$ .

L'estimateur PMV2 (pseudo-maximum de vraisemblance du deuxième ordre)  $\hat{\theta}_T$  minimise

$$\begin{aligned} l^T(\theta) &= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T l_t(\theta) \\ &= \frac{1}{2T} \sum_{t=1}^T [(y_t - f_t(x^t, \theta))' v_t(x^t, \theta)^{-1} (y_t - f_t(x^t, \theta)) + \log \det v_t(x^t, \theta)] \end{aligned}$$

en  $\theta$ .

Soient  $x = (x_1, \dots, x_t, \dots)$  and  $y = (y_1, \dots, y_t, \dots)$  les variables observées dans un échantillon infini. Nous avons montré dans LAROQUE-SALANIÉ [1993] que sous les hypothèses habituelles,  $\hat{\theta}_T$  converge vers  $\theta_0$  quand  $T$  tend vers l'infini si le modèle est identifié au second ordre.

Sous les mêmes hypothèses, la distribution asymptotique de l'estimateur PMV2 dynamique est donnée par

$$\sqrt{T}(\hat{\theta}_T - \theta_0) \xrightarrow{D} N(0, J_0^{-1} I_0 J_0^{-1})$$

où

$$\begin{cases} I_0 = \lim_{T \rightarrow \infty} TV \left( \frac{\partial l^T}{\partial \theta}(\theta_0) \right) \\ J_0 = E \frac{\partial^2 l^\infty}{\partial \theta \partial \theta'}(\theta_0) \end{cases}$$

On peut montrer que contrairement aux apparences, le calcul de  $J_0$  ne requiert pas l'évaluation des dérivées secondes ; en fait (voir l'appendice de



GOURIEROUX-MONFORT-TROGNON [1984]),  $J_0$  peut être estimé de manière convergente par

$$\hat{J}_T = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{\partial f_t}{\partial \theta}(x^t, \hat{\theta}_T) v_t(x^t, \hat{\theta}_T)^{-1} \frac{\partial f_t}{\partial \theta'}(x^t, \hat{\theta}_T) \\ + \frac{1}{2T} \sum_{t=1}^T \text{Tr} \left[ v_t(x^t, \hat{\theta}_T)^{-1} \frac{\partial v_t}{\partial \theta}(x^t, \hat{\theta}_T) v_t(x^t, \hat{\theta}_T)^{-1} \frac{\partial v_t}{\partial \theta'}(x^t, \hat{\theta}_T) \right]$$

qui ne contient que des dérivées premières.

En ce qui concerne  $I_0$ , nous utiliserons l'estimateur de NEWEY-WEST (1987) suivant :

$$\hat{I}_T = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{\partial l_t}{\partial \theta}(\hat{\theta}_T) \frac{\partial l_t}{\partial \theta'}(\hat{\theta}_T) \\ + \sum_{i=1}^{m_T} \left( 1 - \frac{i}{m_T + 1} \right) \frac{1}{T} \sum_{t=i+1}^T \left( \frac{\partial l_t}{\partial \theta}(\hat{\theta}_T) \frac{\partial l_{t-i}}{\partial \theta'}(\hat{\theta}_T) + \frac{\partial l_{t-i}}{\partial \theta}(\hat{\theta}_T) \frac{\partial l_t}{\partial \theta'}(\hat{\theta}_T) \right)$$

où  $m_T$  est une suite d'entiers positifs qui doit tendre vers l'infini moins vite que  $T^{1/4}$  pour assurer la convergence de  $\hat{I}_T$ .

Si la méthode PMV2 dynamique décrite ci-dessus fournit des estimateurs qui ont des propriétés asymptotiques satisfaisantes dans des modèles très généraux, elle est bien sûr peu praticable : il est généralement impossible de calculer analytiquement les simulations dynamiques  $g_t$ , et plus encore leurs moments  $f_t$  et  $v_t$ . Nous avons donc recours à des simulations de Monte-Carlo. A chaque période  $t$ , nous tirons  $H$  valeurs des erreurs  $\varepsilon_t$  dans leur distribution. Ces tirages ( $\varepsilon_t^h, h = 1, \dots, H, t = 1, \dots, T$ ) doivent être indépendants en  $t$  et en  $h$  ; ils seront maintenus fixés pendant la minimisation de la fonction objectif. Pour chaque  $h = 1, \dots, H$ , nous calculons ensuite récursivement un sentier de simulations dynamiques pour les variables endogènes par

$$\begin{cases} y_t^h = g(x_t, y_{t-1}^h, y_{t-1}^{*h}, \varepsilon_t^h, \theta) \\ y_t^{*h} = g^*(x_t, y_{t-1}^h, y_{t-1}^{*h}, \varepsilon_t^h, \theta) \end{cases}$$

pour  $t = 1, \dots, T$ , avec des variables initiales  $(y_0, y_0^*)$  données.

A l'évidence, chaque  $y_t^h$  est donné par la fonction  $g_t$  introduite plus haut, suivant

$$y_t^h = g_t(x^t, \varepsilon^{th}, \theta)$$

si bien que les moments conditionnels  $f_t$  et  $v_t$  peuvent être simulés sans biais par les moments empiriques de  $(y_t^h)_{h=1, \dots, H}$  :

$$\begin{cases} f_t^H(x^t, \theta) = \frac{1}{H} \sum_{h=1}^H y_t^h \\ v_t^H(x^t, \theta) = \frac{1}{H-1} \sum_{h=1}^H (y_t^h - f_t^H(x^t, \theta))(y_t^h - f_t^H(x^t, \theta))' \end{cases}$$

où l'indice  $H$  rappelle la dépendance par rapport au tirage aléatoire des erreurs  $(\varepsilon_t^h)$ .

Enfin, notre estimateur dynamique PMVS2 (PMV2 simulé)  $\hat{\theta}_T^H$  minimise

$$\begin{aligned} l^{TH}(\theta) &= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T l_t^H(\theta) \\ &= \frac{1}{2T} \sum_{t=1}^T [(y_t - f_t^H(x^t, \theta))' v_t^H(x^t, \theta)^{-1} \\ &\quad \times (y_t - f_t^H(x^t, \theta)) + \log \det v_t^H(x^t, \theta)] \end{aligned}$$

L'estimateur dynamique PMVS2 est donc une extension aux modèles dynamiques de l'estimateur PMVS2 que nous avons étudié dans nos articles précédents, tout comme l'estimateur dynamique PMV2 étend l'estimateur PMV2. Bien que nous ne l'ayons pas démontré formellement, nous conjecturons que comme dans le cas statique, l'estimateur PMVS2  $\hat{\theta}_T^H$  est convergent quand  $T$  et  $H$  tendent tous deux vers l'infini, et qu'il est asymptotiquement normal autour de  $\theta_0$  quand  $H$  tend vers l'infini suffisamment vite. Pour  $H$  fini, les erreurs de simulation font que  $\hat{\theta}_T^H$  a un biais et une perte d'efficacité qui sont tous deux d'ordre  $1/H$  ; les simulations de Monte-Carlo sur le modèle de déséquilibre canonique que nous avons faites dans LAROQUE-SALANIÉ [1993] nous portent à croire que le biais portant sur les paramètres d'intérêt est très faible, même pour  $H = 20$ .

## 4 Le cas des modèles non-stationnaires

---

Le modèle présenté dans la section 2 ne rentre pas parfaitement dans le cadre de la section 3, puisque la plupart de nos variables (endogènes et exogènes) sont à l'évidence non-stationnaires. Comme nous allons le montrer, les propriétés théoriques de notre méthode d'estimation semblent toutefois être robustes, aussi surprenant que ce puisse paraître. De fait, notre méthode donne des estimateurs qui ont les propriétés asymptotiques habituelles décrites en section 3, sous la seule réserve que

- toutes les variables soient stationnaires en différences premières (comme nous le supposons dans tout ce qui suit),
- que la fonction objectif ait été réécrite de manière à ce que les variables non-stationnaires n'y apparaissent qu'à travers leurs différences premières,
- que la forme réduite du modèle ne contienne ni constante ni tendance linéaire (ou tout au moins que le coefficient de la constante et l'écart-type de l'estimateur de la tendance ne présentent pas particulièrement d'intérêt).

Nous devons souligner que cette section est encore largement conjecturale, puisque nous ne pouvons offrir à l'appui de nos thèses qu'un

argument portant sur les modèles linéaires. De plus, nous ne discutons que la méthode PMV2 ; nos conclusions devraient s'étendre à PMVS2 sans changement.

Pour commencer, donnons un exemple très simple pour montrer que la méthode PMV2 dynamique ne peut pas s'appliquer telle quelle aux variables non-stationnaires. Supposons que  $y_t$  soit engendré par

$$\Delta y_t = \sigma_0 \varepsilon_t$$

où  $y_0 = 0$  et  $\varepsilon_t$  est  $N(0,1)$  (indépendamment et identiquement distribué). Alors

$$y_t = \sigma_0 \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$$

et les deux premiers moments dynamiques de  $y_t$  sont simplement  $f_t = 0$  et  $v_t = t\sigma^2$ . L'estimateur PMV2 minimise donc

$$\frac{1}{2T} \sum_{t=1}^T \left( \frac{y_t^2}{t\sigma^2} + \log(t\sigma^2) \right)$$

en  $\sigma$ , ce qui donne immédiatement

$$\hat{\sigma}_T^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{y_t^2}{t}$$

Mais par le théorème de Donsker

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{y_t^2}{t} \xrightarrow{D} \sigma_0^2 \int_0^1 \frac{B(r)^2}{r} dr$$

où  $B(r)$  est un mouvement Brownien. La limite de cette expression est ainsi une variable aléatoire dont l'espérance est  $\sigma_0^2$  et dont la variance est finie non nulle. La distribution asymptotique de  $\hat{\sigma}_T$  est donc une variable aléatoire non dégénérée.

Il y a une solution simple dans cet exemple simple : il suffit de réécrire la fonction objectif de telle sorte qu'elle ne s'appuie que sur  $\Delta y_t$  et sur ses moments  $f_t = 0$  et  $v_t = \sigma^2$ . Il ne reste plus qu'à minimiser

$$\frac{1}{2T} \sum_{t=1}^T \left( \frac{(\Delta y_t)^2}{\sigma^2} + \log(\sigma^2) \right)$$

ce qui donne bien sûr l'estimateur habituel

$$\hat{\sigma}_T^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\Delta y_t)^2$$

qui a toutes les propriétés asymptotiques usuelles.

Nous avons constaté avec surprise que cette solution simple semble s'étendre à des modèles plus complexes ; soit par exemple le système bivarié suivant :

$$(C) \quad \begin{cases} y_t = a_0 z_t + \sigma_0 \varepsilon_t \\ \Delta z_t = \tau_0 \eta_t \end{cases}$$

où  $\varepsilon$  et  $\eta$  sont des bruits blancs non corrélés de loi  $N(0,1)$ , si bien que  $y$  et  $z$  sont  $I(1)$  et cointégrés.

Considérons tout d'abord deux estimateurs PMV2 qui *ne* sont *pas* convergents :

- si nous appliquons sans changement la méthode décrite en section 3, en écrivant la fonction objectif à partir des niveaux de  $y$  et  $z$ , alors on peut montrer que

- $\hat{a}_T$  est l'estimateur de la régression cointégrante usuel et est donc superconvergent

- $\hat{\sigma}_T$  a les propriétés asymptotiques habituelles
- la distribution limite de  $\hat{\tau}_T$  est non dégénérée.

- étant donnée la structure du modèle, il paraît naturel <sup>9</sup> d'écrire la fonction objectif à partir de  $y$  et de  $\Delta z$  ; malheureusement, cette stratégie conduit à de très mauvais résultats :

- la distribution limite de  $\hat{a}_T$  est non-dégénérée
- pour  $T$  assez grand, la fonction objectif croît en  $\sigma$ , si bien que  $\hat{\sigma}_T = 0$
- $\hat{\tau}_T$  a les propriétés asymptotiques habituelles.

En revanche, l'utilisation des différences  $\Delta y$  et  $\Delta z$  dans la fonction objectif donne des estimateurs convergents et asymptotiquement normaux dont la matrice de variance-covariance asymptotique est donnée par les formules habituelles. On peut le voir par des calculs directs un peu longs.

La non-inversibilité de la moyenne mobile  $\Delta \varepsilon_t$  introduit une difficulté plus subtile : l'estimateur d'une tendance déterministe linéaire est superconvergent et peut avoir une distribution limite (normalisée) non normale. On peut le voir facilement sur le modèle suivant :

$$y_t = a_0 t + \varepsilon_t$$

où  $y_0 = \varepsilon_0 = 0$  et  $\varepsilon_t$  est un bruit blanc de variance unité. L'application de notre méthode donne l'estimateur

$$\hat{a}_T = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \Delta y_t = a_0 + \frac{1}{T} \varepsilon_T$$

si bien que  $T(\hat{a}_T - a_0)$  converge vers la distribution de  $\varepsilon$ , qui peut ou ne peut pas être normale. Cette propriété est d'ailleurs bien connue. De

---

9. C'est d'ailleurs ce que nous avons fait pendant un certain temps...

plus, si les estimateurs  $\hat{J}_T$  et  $\hat{I}_T$  convergent toujours vers  $J_0$  et  $I_0$ ,  $I_0$  est maintenant 0. Puisque  $J_0$  n'est pas nulle, nous pourrions toujours utiliser

$$\frac{\hat{J}_T^{-1} \hat{I}_T \hat{J}_T^{-1}}{T}$$

pour estimer la variance de  $\hat{a}_T$  si  $\hat{I}_T$  et  $TV(\frac{\partial l^T}{\partial a}(a_0))$  étaient asymptotiquement équivalentes <sup>10</sup>. Malheureusement, on calcule facilement

$$E\hat{I}_T \simeq \frac{1}{2m_T}$$

alors que

$$TV\left(\frac{\partial l^T}{\partial a}(a_0)\right) = \frac{1}{4T}$$

et nous ne pouvons donc obtenir aucune estimation fiable de l'écart-type de  $\hat{a}_T$ .

La moyenne mobile non-inversible ne crée toutefois aucune difficulté en ce qui concerne l'estimation des coefficients des autres variables : dans le modèle (C) par exemple, le terme qui apparaît dans le développement de Taylor pour  $\sqrt{T}(\hat{a}_T - a_0)$  est

$$\frac{1}{\sqrt{T}} \sum_{t=1}^T \eta_t \Delta \varepsilon_t$$

qui converge clairement vers une distribution normale centrée dont la variance peut être estimée de manière convergente à l'aide de la formule de Newey-West.

Nous avons exploré quelques variantes du modèle (C), dont certaines avec une dynamique non-linéaire très fruste <sup>11</sup>. Un même résultat s'applique dans tous ces modèles : s'il est très dangereux d'écrire la fonction objectif à partir des niveaux des variables non-stationnaires, il suffit de différencier ces variables <sup>12</sup> pour obtenir des estimateurs convergents et asymptotiquement normaux dont la variance asymptotique est donnée par

<sup>10</sup>. Même ainsi, tout test fondé sur la variance devrait prendre en compte la possible non-normalité de la distribution limite normalisée de  $\hat{a}_T$ .

<sup>11</sup>. Nous avons par exemple remplacé la première équation par  $y_t - a_0 z_t = f(\sigma_0 \varepsilon_t)$ , où  $f$  est une fonction non-linéaire connue.

<sup>12</sup>. Cette façon de procéder peut paraître paradoxale dans la mesure où Hendry et d'autres auteurs ont mis en garde contre le risque de surdifférencier dans des modèles où figurent des relations de cointégration. Ce risque vient de ce que l'on peut alors mal spécifier la structure temporelle des résidus. Notre démarche préserve la structure dynamique du modèle, et ne tombe donc pas sous le coup de la critique de Hendry.

la formule habituelle <sup>13</sup>. Comme nous l'avons expliqué plus haut, les constantes et les tendances linéaires constituent une exception ; ainsi, dans le modèle suivant :

$$(C') \quad \begin{cases} y_t = a_0 z_t + b_0 + c_0 t + \sigma_0 \varepsilon_t \\ \Delta z_t = d_0 + \tau_0 \eta_t \end{cases}$$

- nous ne pouvons pas estimer  $b_0$  conjointement aux autres coefficients ; de plus,

$$\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{a}_T z_t - \hat{c}_T t)$$

ne converge pas vers  $b_0$  (même si  $z_t$  n'a pas de dérive)

- l'estimateur  $\hat{c}_T$  de  $c_0$  est superconvergent
- la formule usuelle ne fournit pas un estimateur convergent de la variance asymptotique (normalisée) de  $\hat{c}_T$
- les estimateurs  $(\hat{a}_T, \hat{d}_T, \hat{\sigma}_T, \hat{\tau}_T)$  ont les propriétés asymptotiques habituelles.

Les considérations ci-dessus ne s'appliquent qu'à des modèles linéaires. Nous n'avons pas trouvé d'argument général qui puisse étendre l'analyse par exemple au modèle décrit dans la section 2, dont la principale non-linéarité est constituée par la "condition minimum". D'une part, les non-linéarités peuvent éliminer nos difficultés avec les constantes et les tendances déterministes ; d'autre part, la présence de variables exogènes non-stationnaires peut introduire de nouvelles difficultés si leurs niveaux figurent dans la forme réduite de manière non-linéaire, ce qui est naturellement possible. Le nœud du problème est bien entendu que nous n'avons pas une idée claire de ce que "la cointégration" pourrait signifier dans un modèle non-linéaire. En l'absence d'indications contraires, nous appliquerons la méthodologie décrite ci-dessus au modèle de la section 2. Les résultats que nous allons maintenant présenter ne sont en toute rigueur valides que si l'extension au cas non-linéaire est justifiée.

## 5 Les résultats

---

Le modèle comprend quatre variables endogènes observées :  $l$ ,  $w$ ,  $p$  et  $U$ , et quatre variables exogènes :  $q$ ,  $h$ ,  $e$  et  $p^f$ . Comme souvent avec les modèles nonlinéaires, nous avons eu quelques difficultés à trouver un ensemble de

13. On remarquera le contraste avec les procédures de ENGLE-GRANGER [1987] et JOHANSEN [1988], où l'estimateur du vecteur (ou de l'espace) cointégrant a une distribution limite non-standard. Notre démarche est beaucoup plus proche de celles proposées récemment par PARK [1992] et par d'autres auteurs, où la matrice de variance de long terme est utilisée pour transformer les variables et obtenir ainsi des estimateurs ayant les propriétés asymptotiques habituelles.

valeurs initiales pour les coefficients qui permette à l'algorithme de démarrer. Le problème est rendu plus aigu ici par la non-stationnarité des variables. C'est pourquoi nous avons d'abord estimé des versions statiques du modèle sur données allemandes et françaises, avec PMVS2 statique. On a ensuite utilisé les résultats de l'estimation "statique" comme point de départ pour obtenir des estimateurs "dynamiques", en appliquant PMVS2 dynamique au modèle dynamique. Le nombre de simulations utilisé est de 20, ce qui semble raisonnable au vu des expériences de Monte-Carlo de LAROQUE-SALANIÉ [1993]. Nous avons vérifié que le choix du nombre source au démarrage des simulations a un impact négligeable sur les résultats.

Les tableaux 1 à 5 présentent les résultats des deux étapes de la procédure sur données allemandes et françaises. Le modèle est estimé sur données trimestrielles, respectivement sur les périodes 1966:1-1989:4 et 1963:1-1989:4 pour l'Allemagne et la France.

Les estimations statiques doivent être considérées avec les précautions d'usage : puisque certaines variables sont non stationnaires, les estimateurs sont convergents et peuvent être super-convergents ; les formules habituelles pour le calcul des écarts-types peuvent être trompeuses ; nous les donnons seulement à titre indicatif. En ce qui concerne les estimateurs dynamiques, nous savons d'après la section 4 qu'ils peuvent ne pas converger vers les vraies valeurs des paramètres si la fonction objectif est basée sur les niveaux des variables non stationnaires. Nous nous fondons sur notre conviction que emploi, salaires, prix et salaires réels peuvent "raisonnablement" être considérés comme stationnaires en différences premières, alors que le chômage peut "raisonnablement" être supposé stationnaire <sup>14</sup>. Il s'ensuit que la distribution de l'emploi, des prix et des salaires conditionnellement aux exogènes est intégrée d'ordre un, tandis que celle du chômage est stationnaire. En conséquence, en accord avec nos résultats de la section 4, nous mettons le niveau de  $U$  et les différences premières de  $l$ ,  $w$  et  $p$  dans la fonction objectif pour PMVS2 dynamique. Puisque seule la différence première de  $l$  est présente dans la fonction objectif, les constantes  $\alpha_0$  et  $\beta_0$  ne sont pas séparément identifiables dans l'estimation dynamique ; nous fixons la valeur de  $\alpha_0$  de sorte que la moyenne de la demande de travail soit égale à la moyenne de l'emploi observé sur la période d'estimation. L'analyse de la section 4 indique que les écarts-types estimés de  $\beta_0$  et de  $\beta_3$  (la tendance de l'offre de travail) doivent être regardés avec prudence, et que la présence de ces coefficients peut contaminer les estimations des écarts-types des autres coefficients. Nous ne savons pas si ce problème est important en pratique, d'autant que l'offre de travail n'a pas un grand rôle dans l'estimation.

Il y a beaucoup de paramètres dans le modèle, même dans sa version statique : 5 pour la demande de travail, 5 pour l'offre de travail, 6 pour l'équation de salaire, 6 pour celle de prix, et 2 pour l'équation de mesure, soit 24 en tout ; la version dynamique a deux paramètres supplémentaires

---

14. Ces hypothèses sont évidemment discutables. En particulier, selon le choix des périodes, les tests univariés qui sont peu puissants donnent parfois un chômage  $I(1)$  et des grandeurs nominales  $I(2)$ .

(un dans l'équation de salaire et un dans l'équation de mesure). Il faut noter que dans les estimations "statiques" les coefficients  $\gamma_3$  et  $\lambda_1$  sont fixés (respectivement aux valeurs 0 et 1), et que nous ne donnons pas d'estimation de  $\alpha_0$  en "dynamique".

Commençons par la demande de travail. Le coefficient autorégressif est plutôt fort sur données françaises, ce qui est cohérent avec nos estimations antérieures; il est un peu plus faible pour l'Allemagne. L'élasticité de long terme de la demande de travail au salaire réel ( $\alpha_2/(1 - \alpha_1)$ ) a des valeurs très proches dans les estimations statique et dynamique; elle est d'environ 1.5 pour la France, et sensiblement plus faible en Allemagne (0.4). Les mêmes remarques s'appliquent aux élasticités à long terme de la demande de travail par rapport au PIB.

TABLEAU 1

*Demande de travail*

	France		Allemagne	
	Statique	Dynamique	Statique	Dynamique
Constante	-0.68 (0.16)	- (-)	1.77 (0.42)	- (-)
$l_{-1}$	0.95 (0.01)	0.88 (0.08)	0.84 (0.04)	0.62 (0.05)
$w - p$	-0.065 (0.009)	-0.212 (0.026)	-0.080 (0.008)	-0.126 (0.011)
$q$	0.066 (0.009)	0.228 (0.024)	0.111 (0.012)	0.166 (0.017)
$\sigma_1$	0.0033 (0.0001)	0.0029 (0.0001)	0.0035 (0.0001)	0.0031 (0.0001)

On a évoqué plus haut (section 2.1) les relations possibles entre la spécification de la demande de travail et la fonction de production macroéconomique sous-jacente. Il est naturel de se demander comment interpréter les résultats en terme de fonction de production. Si l'on prend la première formulation, qui consiste à maximiser le profit sous une fonction de production CES d'élasticité  $\sigma$  et de rendements d'échelle  $v$ , on obtient, en dynamique <sup>15</sup>, pour l'Allemagne :

$$\hat{\sigma} = 0.33 \quad \hat{v} = 6.36$$

$$(0.04) \quad (29.7)$$

15. Un calcul simple donne  $\sigma = -\alpha_2/(1 - \alpha_1)$  et  $v = (1 - \alpha_1 + \alpha_2)/(\alpha_2 + \alpha_3)$ . Les écarts types ont été calculés par la formule de Slutsky, à partir de la matrice de variance-covariance des coefficients estimés.



TABLEAU 2

*Offre de travail*

	France		Allemagne	
	Statique	Dynamique	Statique	Dynamique
Constante	4.57 (7.91)	11.15 (8.79)	2.80 (4.58)	9.85 (1.82)
$h$	0.62 (0.76)	-0.01 (0.86)	0.85 (0.47)	0.19 (0.19)
$w - p - e$	0.29 (0.12)	0.36 (0.11)	-0.05 (0.05)	-0.16 (0.02)
$t/100$	-0.0001 (0.0011)	0.0004 (0.0012)	0.0002 (0.0008)	0.0015 (0.0003)
$\sigma_2$	0.0001 (0.0011)	0.0056 (0.0009)	0.0041 (0.0005)	0.0001 (0.0004)

et pour la France :

$$\hat{\sigma} = 1.77 \quad \hat{v} = -5.9$$

$$(0.33) \quad (323.01)$$

Les estimations des rendements d'échelle sont très imprécises. C'est probablement dû au fait que le coefficient autorégressif  $\hat{\alpha}_1$  est proche de 1. L'élasticité de substitution a des valeurs raisonnables, avec plus de complémentarité entre les facteurs en Allemagne qu'en France. Si l'on retient la dernière interprétation<sup>16</sup>, minimisation des coûts à production donnée sous une fonction de production Cobb-Douglas, le coût d'usage du capital étant approché par  $p$ , on trouve des rendements d'échelle  $\hat{v}$  égaux respectivement à 2.28 (2.57) et 0.53 (2.01) pour l'Allemagne et la France : quel que soit le modèle de référence, les fourchettes obtenues pour les rendements d'échelle sont très larges.

Nous avons rencontré de grandes difficultés à spécifier l'offre de travail. Les résultats que nous présentons ici ne sont pas satisfaisants, mais il ne semble pas que la spécification que nous avons retenue contamine

16. Si la fonction de production est  $Q = A(L^\alpha K^{1-\alpha})^v$ , l'équation de demande de travail statique est :

$$l = \frac{1}{1-\alpha} \left\{ \log \frac{\alpha}{1-\alpha} - w + c \right\} + \frac{1}{v} (q - \log A).$$

Le rendement d'échelle à long terme s'exprime en fonction de nos estimateurs comme  $\hat{\alpha}_3 / (1 - \hat{\alpha}_1)$ .

l'estimation des autres paramètres du modèle. Une partie du problème est probablement à imputer à ce que notre mesure de la force de travail potentielle  $H$  est inadéquate : alors que son coefficient a une valeur conforme à nos attentes (mais avec un fort écart type) dans les estimations statiques, il est très faible et non significatif dans les estimations dynamiques. L'élasticité au salaire a le signe attendu en France, mais pas en Allemagne.

Passons maintenant aux équations de salaires, présentées dans le Tableau 3. Les estimations statiques pour la France sont compatibles avec la littérature; le taux de croissance des salaires est complètement indexé sur celui des prix dans le long terme, et l'effet Phillips est très significatif à long terme : un point supplémentaire de "chômage" (plus précisément d'excès d'offre de travail) réduit le taux de croissance du salaire réel de 0.2 point par an dans le long terme. L'introduction d'un retard de l'excès d'offre de travail dans l'équation n'a pratiquement pas d'influence sur la taille de l'effet Phillips de long terme  $((\gamma_2 + \gamma_3)/(1 - \gamma_1))$  a quasiment la même valeur dans les deux premières colonnes), mais change la dynamique de court terme de façon difficile à interpréter, car les mouvements des salaires rétroagissent sur l'emploi futur. La forte valeur que nous trouvons pour le coefficient de l'excès d'offre de travail retardé semble indiquer que le taux de croissance du salaire réel est très sensible aux variations de la croissance du chômage, avec un phénomène de surréaction. Ce résultat surprenant est robuste à diverses respécifications du modèle (avec toutefois des amplitudes variables). Notons toutefois que la méthode d'estimation dynamique rend malaisée l'identification des paramètres de l'équation de

TABLEAU 3  
*Équation de salaire*

	France		Allemagne	
	Statique	Dynamique	Statique	Dynamique
Constante	0.010 (0.002)	0.023 (0.004)	0.022 (0.002)	0.024 (0.005)
$\Delta w_{-1}$	0.00 (0.12)	-0.71 (0.40)	-0.09 (0.08)	-1.27 (0.20)
$l^s - l^d$	-0.054 (0.011)	-1.96 (0.71)	-0.202 (0.032)	-0.582 (0.143)
$(l^s - l^d)_{-1}$	0 (-)	1.89 (0.70)	0 (-)	0.303 (0.093)
$\Delta p$	0.95 (0.11)	1.75 (0.40)	0.09 (0.08)	3.15 (0.21)
$\Delta p_{-1}$	0.12 (0.23)	0 (-)	0.38 (0.14)	-0.41 (0.29)
$\sigma_3$	0.0001 (0.0014)	0.0005 (0.0019)	0.0098 (0.0003)	0.0036 (0.0009)

salaires<sup>17</sup>; l'introduction d'un retard des variables endogènes dans la fonction objectif, comme nous l'avons expliqué dans LAROQUE-SALANIÉ [1993], résoudrait probablement cette difficulté.

TABLEAU 4

*Équation de prix*

	France		Allemagne	
	Statique	Dynamique	Statique	Dynamique
Constante	0.004 (0.002)	-0.001 (0.0003)	0.003 (0.002)	0.001 (0.0008)
$\Delta p_{-1}$	0.47 (0.19)	0.82 (0.03)	0.05 (0.29)	0.34 (0.09)
$\Delta w$	-0.08 (0.15)	-0.38 (0.11)	0.27 (0.04)	-0.13 (0.08)
$\Delta w_{-1}$	0.24 (0.08)	0.49 (0.11)	0.07 (0.11)	0.41 (0.05)
$\Delta p^f$	0.01 (0.02)	0.07 (0.01)	0.05 (0.06)	0.02 (0.01)
$\sigma_4$	0.0075 (0.0011)	0.0031 (0.0004)	0.0058 (0.0009)	0.0044 (0.0009)

Les estimations sur données allemandes sont bien différentes. Le coefficient d'indexation à long terme des salaires sur les prix est inférieur à un dans l'estimation statique, et un peu plus grand dans l'estimation dynamique. L'effet Phillips de long terme est plus fort qu'en France : un point supplémentaire de chômage réduit le taux de croissance des salaires d'environ 0.7 point par an selon l'estimation statique, un peu moins en estimation dynamique. On observe aussi que la méthode d'estimation dynamique change complètement la dynamique de court terme, et il apparaît de la surréaction (beaucoup moins qu'en France) dans l'ajustement de la croissance des salaires à un accroissement du chômage.

Notre équation de prix est fort peu sophistiquée : il n'y a pas de comportement de marge, et pas d'ancrage nominal. Elle apparaît proche d'une spécification ARMA, car le coefficient des prix étrangers est très faible et souvent non significatif. L'estimation indique une sous-indexation des prix sur les salaires dans l'équation, qui, comme on l'a déjà dit, devrait être complétée par une analyse de la dynamique du modèle complet, que nous n'avons pas entreprise.

QUANDT-ROSEN [1986] ont introduit le terme  $\lambda_0/U$  dans l'équation de mesure pour décrire la relation de Beveridge entre chômage et offres

17. C'est pourquoi nous avons dû fixer le coefficient du taux d'inflation retardé pour l'estimation dynamique sur données françaises.

TABLEAU 5

*Équation de mesure*

	France		Allemagne	
	Statique	Dynamique	Statique	Dynamique
$\lambda_0$	0.0005 (0.0010)	-0.0002 (0.0005)	0.00004 (0.00015)	-0.00003 (0.00008)
$\lambda_1$	1 (-)	0.40 (0.43)	1 (-)	0.65 (0.33)
$\sigma_5$	0.0089 (0.0078)	0.0033 (0.0026)	0.0066 (0.0032)	0.0006 (0.0030)

d'emploi. Ce terme est ici très petit et non significatif, si bien qu'aux taux de chômage observés l'équation se réduit à "excès d'offre de travail = chômage plus bruit". L'introduction du coefficient  $\lambda_1$  dans l'estimation dynamique change peu le résultat :  $\lambda_1$  est un peu inférieur à 1, mais pas significativement différent de 1. L'écart type du terme d'erreur de l'équation est non-significatif et baisse notablement quand on passe de l'estimation statique à l'estimation dynamique.

Les Figures 1 et 2 représentent l'estimation des probabilités inconditionnelles du régime d'excès d'offre de travail pour les deux pays, avec en gras les résultats de l'estimation statique et en tireté ceux de l'estimation dynamique. L'estimation dynamique sur données françaises donne une probabilité d'excès d'offre de travail uniformément égale à un sur toute la période. En revanche, les modèles statique et dynamique donnent des profils comparables pour l'Allemagne : le chômage prédomine depuis la fin 1974, après un pic en 1967 et 1968.

Les Figures 3 à 6 décrivent l'emploi observé (en gras) et les offres et demandes de travail simulées. Les Figures 3 et 4, pour les modèles statiques, montrent que l'offre et la demande sont proches l'une de l'autre jusqu'en 1974, et que l'emploi est égal à la demande par la suite. Pour bien lire les Figures 5 et 6, associées aux modèles dynamiques, il faut rappeler qu' $\alpha_0$  n'est pas identifiable dans le modèle dynamique, de sorte que les niveaux de l'offre et la demande de travail sont arbitraires. Notons aussi que, contrairement aux Figures 3 et 4, les simulations sont dynamiques. Il reste que la simulation de l'emploi est bien moins satisfaisante que dans le modèle statique. Dans PMVS2 dynamique, il semble que l'algorithme de minimisation fasse porter l'effort prioritairement sur l'équation de mesure. C'est peut-être parce que le chômage figure en niveau dans la fonction objectif, alors que les autres endogènes interviennent en taux de croissance. L'algorithme semble se concentrer sur l'ajustement des taux de croissance et perd la trace des niveaux des variables. Incidemment, c'est peut-être aussi pour cette raison que  $\hat{\sigma}_5$  est beaucoup plus bas en dynamique qu'en statique.

De fait, le modèle dynamique donne un ajustement du chômage bien meilleur que le modèle statique : alors que ce dernier donne souvent des écarts à l'observation de plus d'un point en simulation statique, le résultat du

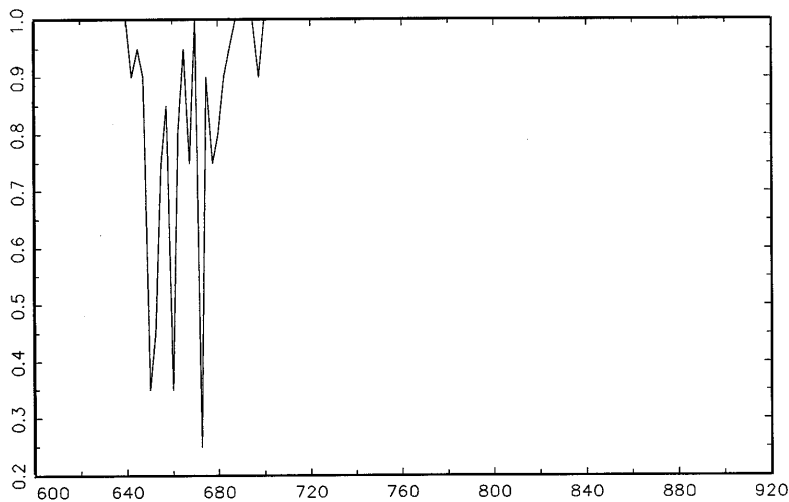


FIGURE 1

**France : Probabilité de chômage.**

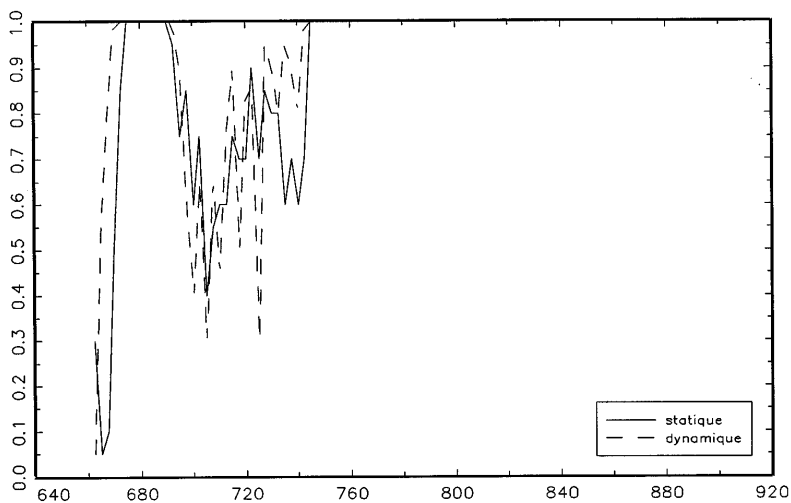


FIGURE 2

**Allemagne : Probabilité de chômage**

modèle dynamique en simulation *dynamique* ne s'écarte jamais de la cible de plus de 0.8 point! Les figures 7 à 10 montrent l'ajustement du chômage dans les quatre versions du modèle. Sur données françaises, le modèle dynamique prévoit remarquablement précisément le point de retournement de 1988. La qualité de l'ajustement pour l'Allemagne est encore plus spectaculaire.

Les modèles permettent de comparer les réponses des économies française et allemande à des chocs structurels comparables. A titre illustratif, les figures 11 à 14 décrivent les réponses dynamiques des endogènes : emploi,

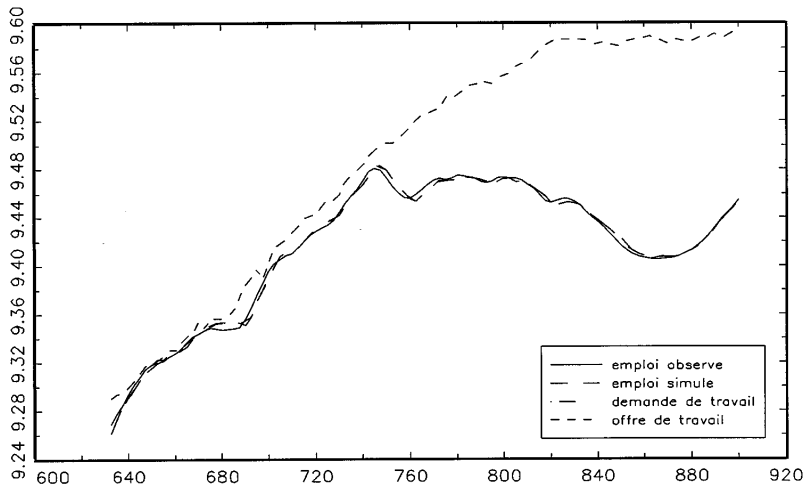


FIGURE 3

*France : Emploi statique.*

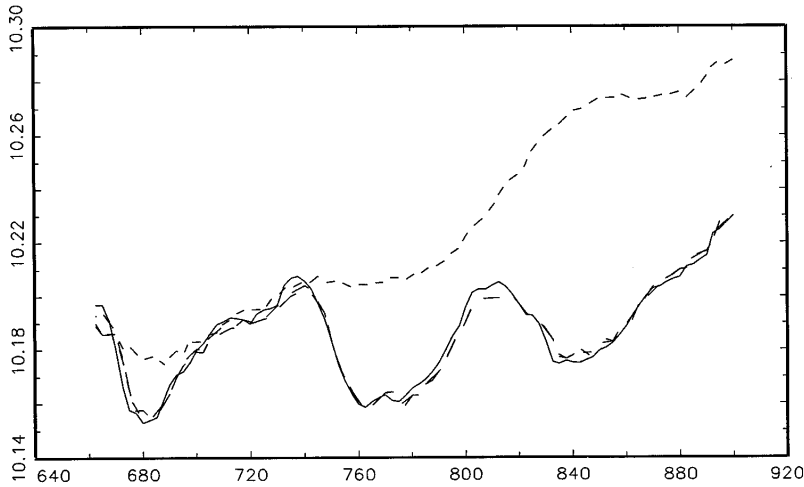


FIGURE 4

*Allemagne : Emploi statique.*

niveaux des prix et des salaires, chômage, à un accroissement temporaire de la demande de travail de 1% le premier trimestre 1980. Cette expérience est analogue à une relance keynésienne, sauf qu'elle porte ici directement sur la demande de travail, au lieu de la demande de biens comme dans les cours de macroéconomie traditionnels. Il faut remarquer que dans un modèle de déséquilibre l'impact d'un tel choc est très différent selon que l'on se trouve en excès de demande ou en excès d'offre. Au premier trimestre 1980, les économies sont toutes deux en fort excès d'offre de travail, et les simulations doivent plutôt refléter les différences structurelles entre les pays que des

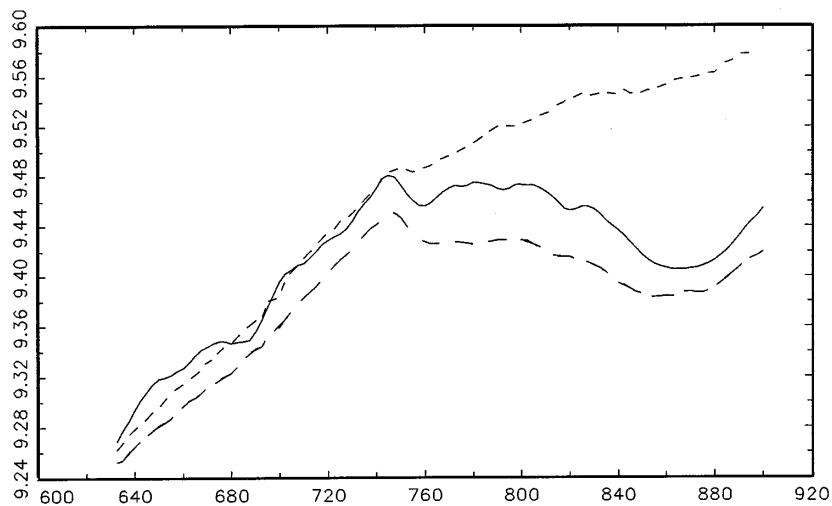


FIGURE 5

*France : Emploi dynamique.*

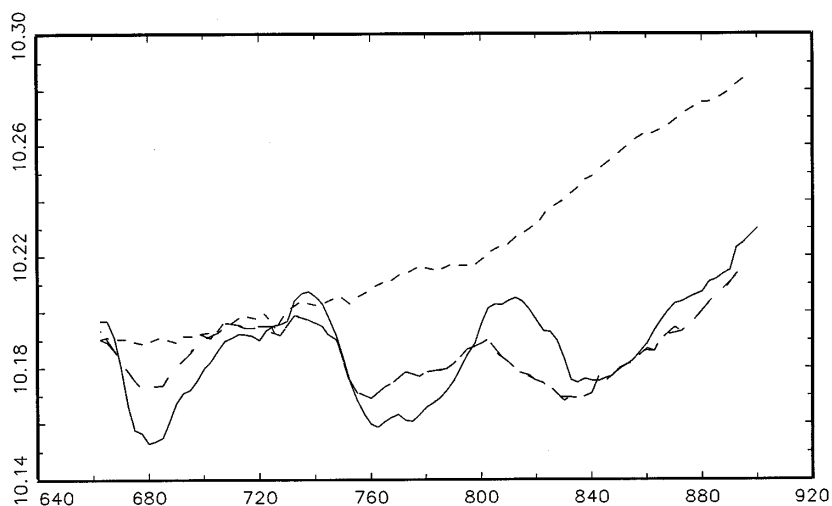


FIGURE 6

*Allemagne : Emploi dynamique.*

différences de situation conjoncturelle. Les figures donnent en trait plein les réponses au choc de la France, en tireté celles de l'Allemagne<sup>18</sup>. Les

18. Nous n'avons pas calculé la précision de ces fonctions réponses. Un tel calcul ne présente pas de difficulté théorique mais serait fastidieux. La façon la plus simple de procéder ici serait de faire des simulations stochastiques, en tirant les coefficients du modèle dans la distribution asymptotique normale jointe que nous avons estimée.

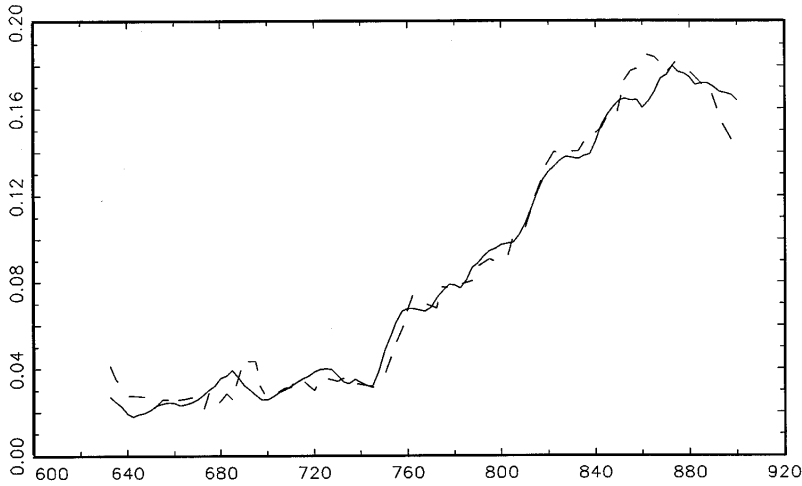


FIGURE 7

*France : Chômage statique.*

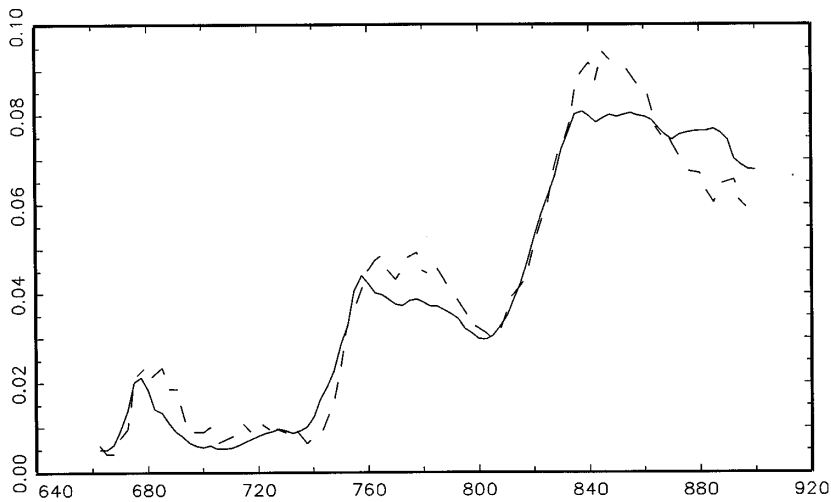


FIGURE 8

*Allemagne : Chômage statique.*

résultats sont très semblables dans les deux pays. Initialement, le choc fait monter l'emploi, qui décroît ensuite vers son niveau initial en deux ans (les mouvements sont un peu plus accusés en Allemagne qu'en France, et le délai correspondant y est un peu plus court). Le chômage baisse, atteint son minimum le trimestre qui suit le choc, et remonte ensuite à son niveau de référence en environ deux ans. Comme pour l'emploi, les mouvements sont plus forts et durent moins longtemps en Allemagne qu'en France. Les



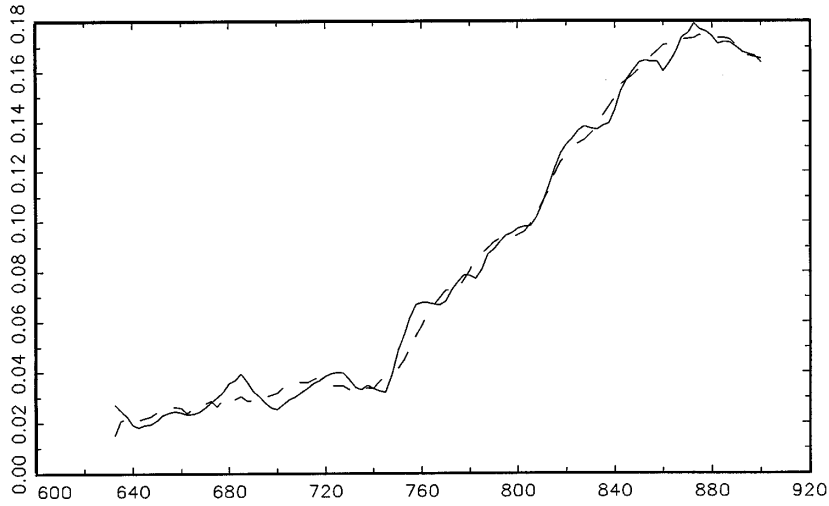


FIGURE 9

*France : Chômage dynamique.*

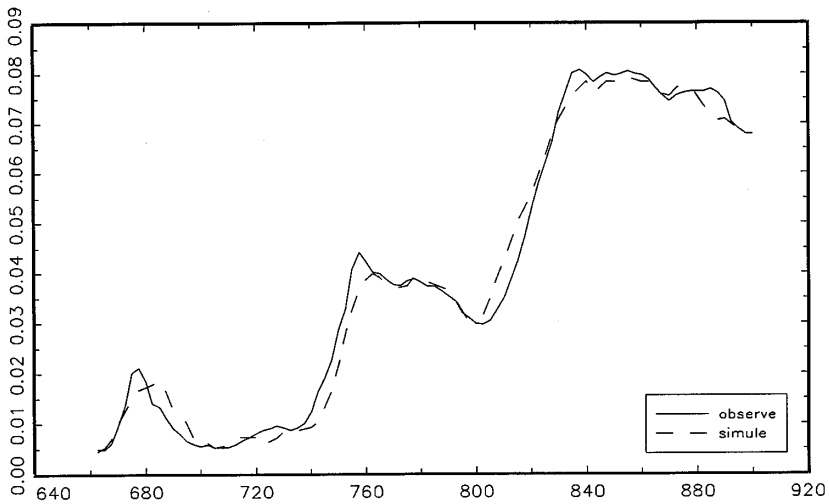


FIGURE 10

*Allemagne : Chômage dynamique.*

variables nominales montrent beaucoup plus de persistance que les variables réelles : de fait, après dix ans, les prix et salaires n'ont pas rejoint leur trajectoire de référence. La persistance semble plus prononcée en Allemagne qu'en France <sup>19</sup>. En résumé, cet exercice fait apparaître des réactions très

19. La baisse de prix observée lors du trimestre du choc est un peu contre-intuitive : elle est due au signe négatif du coefficient du salaire courant  $\delta_2$  dans l'équation de prix.

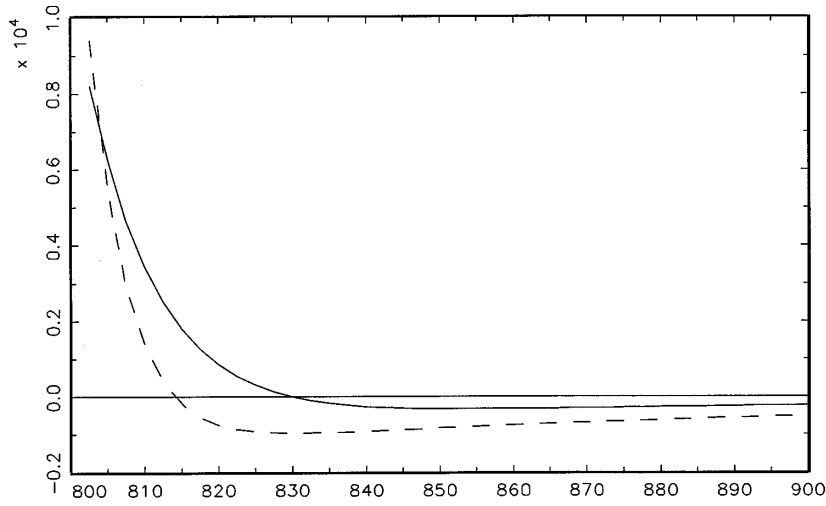


FIGURE 11

*Fonctions de réponse : emploi (choc de demande).*

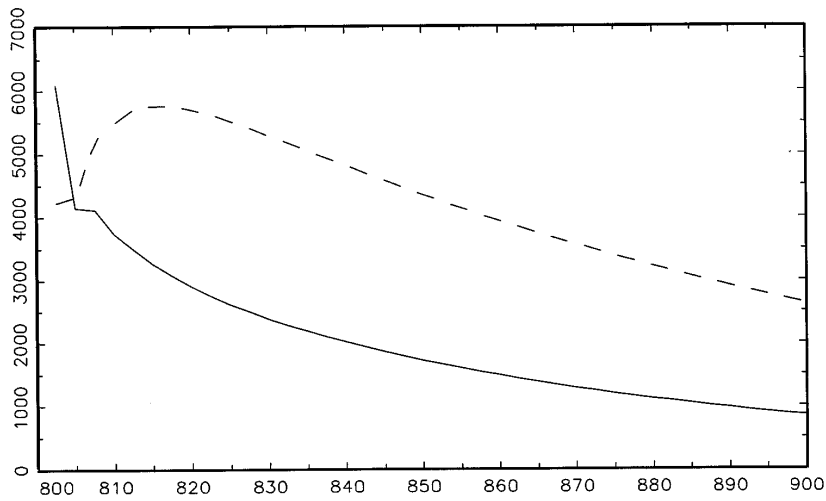


FIGURE 12

*Fonctions de réponse : salaires (choc de demande).*

proches dans les deux pays. L'Allemagne est un peu plus sensible que la France à un choc keynésien, avec des réponses plus fortes et plus rapides des niveaux d'emploi et de chômage, et des mouvements plus amples des prix et salaires nominaux à court et moyen terme.

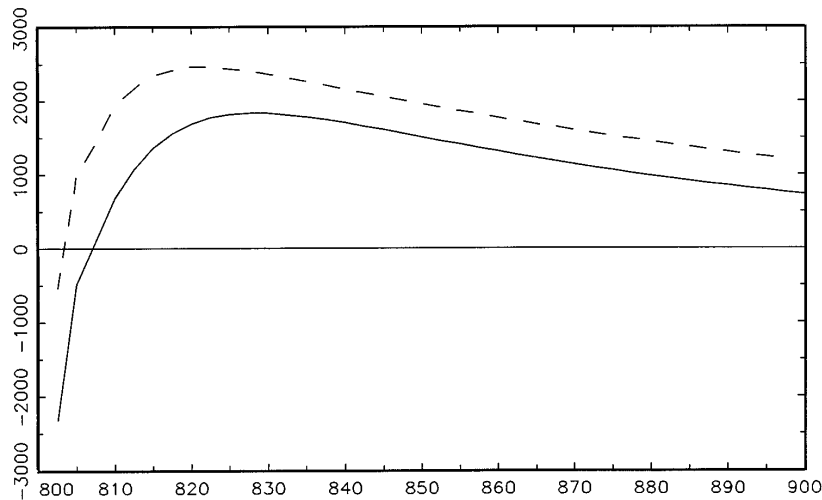


FIGURE 13

*Fonctions de réponse : prix (choc de demande).*

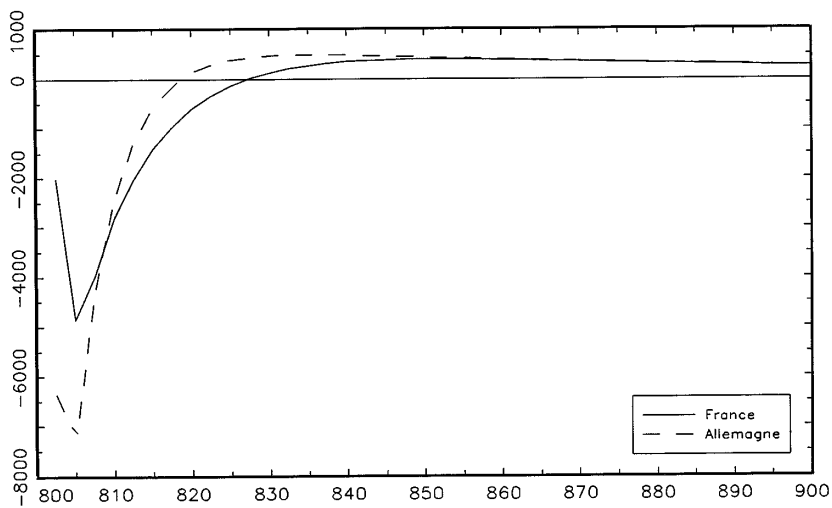


FIGURE 14

*Fonctions de réponse : chômage (choc de demande).*

## ● Références bibliographiques

ALTONJI, J.G. (1982). – “The Intertemporal Substitution Model of Labour Market Fluctuations: An Empirical Analysis”, *Review of Economic Studies*, XLIX, pp. 783-824.

ENGL, R.F., GRANGER, C. (1987). – “Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, *Econometrica*, 55, pp. 251-276.

- GOURIÉROUX, C., MONFORT, A., TROGNON A. (1984). – “Pseudo-Maximum Likelihood Methods: Theory” *Econometrica*, 52, pp. 681-700.
- JOHANSEN, S. (1988). – “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254.
- LAROQUE, G., SALANIÉ, B. (1989). – “Estimation of Multimarket Fix-Price Models: An Application of Pseudo-Maximum Likelihood Methods”, *Econometrica*, 57, pp. 831-860.
- LAROQUE, G. SALANIÉ, B. (1993). – “Simulation-Based Estimation of Models with Lagged Latent Variables”, *Journal of Applied Econometrics*, 8, pp. S119-S133.
- LUCAS, R., RAPPING, L. (1970). – “Real Wages, Employment and Inflation”, in Edmund Phelps (ed.), *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*, New York.
- MUELLBAUER, J. (1978). – “Macrotheory vs. Macroeconometrics: The Treatment of Disequilibrium in Macromodels”, Discussion Paper 29, Birkbeck College.
- NEWBY, W. WEST, K. (1987). – “A Simple, Positive, Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix”, *Econometrica*, 55, pp. 703-708.
- PARK (1992). – “Canonical Cointegration Regressions”, *Econometrica*, 60, pp. 119-143.
- QUANDT, R., ROSEN, H. (1986). – “Unemployment, Disequilibrium and the Short-run Phillips Curve: An Econometric Approach”, *Journal of Applied Econometrics*, 1, pp. 235-253.
- QUANDT, R., ROSEN, H. (1987). – “Endogenous Output in an Aggregate Model of the Labor Market”, *mimeo*.
- QUANDT, R., ROSEN, H. (1988). – *The Conflict Between Equilibrium and Disequilibrium Theories: The Case of the US Labor Market*, Upjohn Institute.
- SALANIÉ, B. (1991). – “Wage and Price Adjustment in a Multimarket Disequilibrium Model”, *Journal of Applied Econometrics*, 6, pp. 1-15.