

A-t-on besoin d'un modèle d'hystérèse pour rendre compte de la persistance du chômage?

François LANGOT*

RÉSUMÉ. – Rendre compte de la persistance du chômage pose un problème tant au niveau théorique qu'au niveau empirique. Pour BLANCHARD et SUMMERS [1986], il n'est possible d'expliquer la persistance du chômage européen que dans le cadre de modèle d'hystérèse. Néanmoins, l'hypothèse d'hystérèse du chômage semble peu robuste. Nous proposons alors de construire un modèle dynamique d'équilibre général où le chômage est stationnaire. L'estimation et les tests montrent que ce modèle est suffisant pour rendre compte de la persistance du chômage français.

Do we need a Hysteresis Model to explain the Unemployment Persistence?

ABSTRACT. – Explain the unemployment persistence is a problem at theoretical level as well as at empirical level. For BLANCHARD and SUMMERS [1986], one can explain the European unemployment persistence only in the context of hysteresis model. But the hysteresis assumption seems to be not robust. Then, we construct an intertemporal general equilibrium model where the unemployment is stationary. The estimation and the tests show that this model is sufficient in order to match the French unemployment persistence.

* F. LANGOT: M.A.D., Université de Paris I. Je remercie F. COLLARD, P. FÈVE, J. O. HAIRAUT et P. Y. HENIN pour leurs suggestions et remarques. Je remercie également les trois rapporteurs et J. P. Laffargue pour leurs conseils constructifs. Je demeure seul responsable d'éventuelles erreurs et insuffisances.

1 Introduction

En France, depuis le début des années quatre-vingt, le chômage reste à un niveau élevé, bien que cette période ait été marquée par des reprises conjoncturelles. Rendre compte de la “persistance du chômage” pose un problème tant au niveau théorique qu’au niveau empirique.

Au niveau théorique, l’absence de lien stable entre le chômage et l’inflation a suggéré un renversement complet de la vision de la dynamique du chômage : les fluctuations du taux de chômage naturel seraient les déterminants principaux de la dynamique observée du chômage. Depuis les travaux précurseurs de PHELPS [1970], la littérature sur les fondements microéconomiques d’un équilibre de sous-emploi a connu de nombreux développements. Ces nouvelles théories du marché du travail explicitent également la dynamique du chômage d’équilibre autour de cet équilibre de long terme.

Toutefois, pour BLANCHARD et SUMMERS [1986], il n’est possible d’expliquer les niveaux élevés et persistants de chômage européens que si l’on abandonne le concept de taux naturel d’équilibre unique, au profit du concept d’équilibres « fragiles », c’est-à-dire d’un continuum d’équilibres dont la séquence des réalisations dépend de l’histoire du marché du travail. Dans ce cas, il y a « hystérèse » du chômage : le processus, suivi par le chômage, est alors intégré d’ordre 1 (ou $I(1)$).

Néanmoins, au niveau empirique, la robustesse de l’hypothèse d’hystérèse du chômage semble fragile. D’une part, BLANCHARD et SUMMERS [1988] notent que les restrictions théoriques imposées dans les modèles d’hystérèse ne sont pas vérifiées. D’autre part, ces modèles ne sont pas élaborés dans un cadre dynamique d’équilibre général avec accumulation, alors que le lien entre le capital et l’emploi ne peut être négligé dans l’explication de l’évolution du chômage, comme le soulignent DRÈZE et MALINVAUD [1994]¹. De plus, les tests permettant de discriminer un processus $I(1)$ d’un processus $I(0)$ fortement persistant, ont une faible puissance, comme le montrent PERRON [1991], CAMPBELL et MANKIW [1987] ou CHRISTIANO et EICHENBAUM [1989]. Ces différentes remarques critiques nous conduisent à nous poser la question suivante :

A-t-on réellement besoin d’un modèle d’hystérèse pour rendre compte de la persistance du chômage français?

L’enjeu de cette question est important dans la mesure où une réponse négative conduirait alors à réhabiliter la dichotomie traditionnelle entre la politique de stabilisation et la politique structurelle, la première ayant pour objectif de réduire les fluctuations du chômage autour de son équilibre de long terme, la seconde visant à réduire le niveau de ce dernier.

1. MALINVAUD (1983), DRÈZE et BEAN (1990) ou HÉNIN et JOBERT (1993) montrent que la dynamique du chômage est significativement influencée par les interactions entre l’investissement et le marché du travail.

Afin de répondre à cette question, nous proposons d'analyser théoriquement et quantitativement un modèle d'équilibre général où le marché du travail est non-walrasien. Suivant PISSARIDES [1990], on suppose qu'il existe deux inefficiences sur ce marché : des frictions, modélisées par un processus d'appariement, et des salaires négociés à un niveau décentralisés. Le chômage est alors une variable d'ajustement, stationnaire : suite à des chocs transitoires affectant le marché des biens, les fluctuations du chômage résultent des interactions entre les flux d'embauche et de sortie de l'emploi, de l'ajustement des salaires et de la dynamique du capital. Les études empiriques de LANGOT [1995]b et FÈVE et LANGOT [1993] montrent que le choix de cette modélisation non-walrasienne du marché du travail permet d'améliorer de manière significative les prédictions des modèles de type RBC, en particulier concernant la dynamique du marché du travail français ².

Les paramètres structurels du modèle sont estimés par la Méthode des Moments Généralisés, proposée par HANSEN [1982]. Le modèle est ensuite testé sur sa capacité à reproduire différents indicateurs de persistance estimés à partir de la série de chômage français (tests de racine unitaire, le $A(1)$ de CAMPBELL et MANKIW [1987] et le V de COCHRANE [1988]). Ce test des implications d'un modèle d'équilibre général constitue un moyen original de valider les hypothèses théoriques, dans la mesure où il se démarque des tests habituellement effectués lors de la validation des modèles R.B.C. ³.

On montre que ce modèle est suffisant pour rendre compte du degré élevé de la persistance du chômage français : son mécanisme de propagation entretient suffisamment le choc pour que la persistance engendrée par le modèle soit statistiquement équivalente à celle qui est observée sur données françaises.

Dans une première section, nous présentons le modèle. La méthodologie économétrique, l'estimation et les propriétés dynamiques du modèle sont exposées dans la seconde partie. Enfin, les résultats des tests figurent dans la troisième partie ⁴.

2 Présentation du modèle

Plusieurs hypothèses caractérisent le modèle stochastique servant de cadre à l'analyse des fluctuations du chômage. Sur le marché du travail, l'existence d'un défaut de coordination entre les agents individuels implique un temps de

2. De plus, LANGOT [1995]b montre que l'introduction d'un effort de recherche endogène des chômeurs influence peu les résultats de ces modèles. Ceci nous a incité à le supposer constant dans cette étude.

3. Voir FÈVE et LANGOT [1994] par exemple.

4. Cet article est issu du chapitre 5 de ma thèse.

recherche coûteux. Chaque agent, lors de l'embauche, est alors en position de négocier une partie de l'économie qu'il fait faire à son partenaire : le salaire est la solution d'une négociation entre la firme et l'employé. Ainsi, comme le souligne MORTENSEN [1989], le niveau du chômage résulte de deux phénomènes : les frictions sur le marché du travail et le mode de fixation décentralisé du salaire. Ce chômage est sous-optimal. Cette modélisation du marché du travail s'insère dans le cadre d'un modèle d'équilibre général : ceci permet d'explicitier comment des chocs affectant le marché des biens se propagent sur le marché du travail.

2.1. Les échanges sur le marché du travail

On suppose que le nombre d'embauches par période H_t dépend des comportements agrégés de recherche des agents économiques : le nombre de postes vacants V_t reflétant l'effort de recrutement des entreprises, et le nombre de chômeurs à la recherche d'un emploi, U_t . La fonction d'appariement suivante résume alors ces interactions :

$$H_t = H_0 h(V_t, U_t) = H_0 V_t^\gamma U_t^{1-\gamma}$$

Le nombre de ménages est normalisé à un ⁵ : N_t , $U_t = 1 - N_t$ et V_t représentent alors respectivement le taux d'emploi, le taux de chômage et le taux d'emplois vacants.

Pour un chômeur i , la probabilité de transition du chômage vers l'emploi est endogène et donnée par $p_{i,t} = p(\theta_t) = \frac{H_t}{U_t}$. Comme on peut le remarquer, aucune décision individuelle ne peut affecter cette probabilité. Ce taux de sortie du chômage peut s'exprimer comme une fonction du ratio $\frac{V_t}{U_t} = \theta_t$, représentant la disponibilité d'emploi ou la tension sur le marché du travail, qui rend compte des externalités d'échanges ⁶. On a alors :

$$p(\theta_t) = \frac{H_t}{U_t} = H_0 h\left(\frac{V_t}{U_t}, 1\right) = H_0 h(\theta_t, 1)$$

Pour chaque firme j , la probabilité de pourvoir un emploi vacant est $q_{j,t} = q(\theta_t) = \frac{H_t}{V_t}$. Ainsi, au niveau individuel, la firme j contrôle ses décisions d'embauche par l'intermédiaire des emplois vacants, mais n'a aucun contrôle sur le taux de succès dans l'allocation de ses postes vacants. Comme pour le taux de sortie du chômage, cette probabilité dépend de l'indicateur des tensions sur le marché du travail θ_t :

$$q(\theta_t) = \frac{H_t}{V_t} = H_0 h\left(1, \frac{U_t}{V_t}\right) = H_0 h(1, \theta_t^{-1})$$

A chaque date t , il existe un nombre de séparations dont le taux est exogène s . L'évolution de l'emploi, au niveau macroéconomique, est alors donnée par :

$$(1) \quad N_{t+1} = (1 - s) N_t + H_0 h(V_t, U_t)$$

5. Ceci suppose que tous les ménages participent sur le marché du travail.

6. Par exemple les décisions des firmes engendrent des externalités positives ($\frac{\partial p(\theta_t)}{\partial V_t} > 0$) car un accroissement du nombre d'emplois vacant facilite l'embauche de chaque chômeur.

Dans cette équation d'évolution de l'emploi, définissant l'emploi comme une variable prédéterminée, seuls les emplois vacants sont contrôlés par les agents économiques. Ainsi, les fluctuations de l'emploi sont engendrées par les variations de la rentabilité relative de l'investissement et des emplois vacants, en fonction de la plus ou moins grande fluidité du marché du travail. Contrairement aux modèles R.B.C., les substitutions contemporaines et intertemporelles du loisir ne sont pas des déterminants des fluctuations de l'emploi.

2.2. La firme

Chaque firme j produit une quantité $Y_{j,t}$ d'un bien unique homogène à l'aide d'une technologie à rendements constants par rapport aux facteurs productifs :

$$Y_{j,t} = A_t F(K_{j,t}, N_{j,t}) = A_t K_{j,t}^\alpha N_{j,t}^{1-\alpha}$$

où A_t , $K_{j,t}$ et $N_{j,t}$ représentent respectivement le choc technologique, le stock de capital et le nombre total d'employés. Le choc technologique suit un processus de Markov dont la densité conditionnelle est $f(A_{t+1}|A_t)$.

Pour la firme j , l'activité de recherche d'employés, contrôlée par l'investissement en emplois vacants, est une activité économique coûteuse. A chaque période, on suppose que le coût réel de cette activité est $\omega > 0$ pour un emploi vacant. Chaque firme j accumule du capital physique qui a pour loi d'évolution :

$$(2) \quad K_{j,t+1} = (1 - \delta) K_{j,t} + I_{j,t}$$

où $I_{j,t}$ représente l'investissement de la firme j . L'objectif de la firme j est de maximiser l'espérance conditionnelle à l'information disponible à la date t de la somme actualisée de ses profits. Le problème récursif correspondant vérifie l'équation de Bellman ⁷ :

$$(3) \quad \mathcal{V}_j(\mathcal{E}_{j,t}) = \max_{I_{j,t}, V_{j,t}} \Pi_{j,t} + \int_{\Omega} \frac{\rho(A_{t+1})}{\rho_t} \mathcal{V}_j(\mathcal{E}_{j,t+1}) dA_{t+1}$$

où $\mathcal{E}_{j,t} = \{K_{j,t}, N_{j,t}, w_t, A_t\}$ sont les variables d'état, et $\Pi_{j,t}$ le profit instantané :

$$(4) \quad \Pi_{j,t} = A_t F(K_{j,t}, N_{j,t}) - w_t N_{j,t} - I_{j,t} - \omega V_{j,t}$$

7. $\frac{\rho(A_{t+1})}{\rho_t}$ représente le prix d'un titre de la période $t+1$ relativement à celui de la période t . Il s'agit donc du facteur d'actualisation de la firme (Voir SARGENT [1987]). Cette fonction de prix est une variable aléatoire définie sur Ω . Ainsi, $\int_{\Omega} \frac{\rho(A_{t+1})}{\rho_t} \mathcal{V}_j(\mathcal{E}_{j,t+1}) dA_{t+1}$ représente la valeur à la date t des flux futurs de profit $\mathcal{V}_j(\mathcal{E}_{j,t+1})$ à partir de la date $t+1$.

où les coûts salariaux sont donnés par $w_t N_{j,t}$, w_t représentant le salaire issu de la négociation. L'évolution de l'emploi de la firme j est donné par :

$$(5) \quad N_{j,t+1} = (1 - s) N_{j,t} + q(\theta_t) V_{j,t}$$

La firme maximise (3), sous les contraintes (2) et (5) ⁸. Le processus d'appariement peut s'interpréter, au niveau de la firme, comme un coût d'ajustement où $\frac{\omega}{q(\theta_t)}$ représente le coût moyen d'un emploi vacant. Ainsi, la vitesse d'ajustement de l'emploi dépend négativement de la tension sur le marché du travail θ_t : ceci reflète l'externalité d'échange négative des décisions des autres firmes, qualifiée « d'effet de congestion ».

2.3. Les ménages

On suppose que les ménages sont des familles, composées de plusieurs individus, vivant un nombre infini de périodes ⁹. Dans chaque famille, il existe trois sources de revenus : ceux issus de l'épargne, les dividendes et les revenus du travail. Ces derniers rémunèrent le travail de l'individu actif de chaque famille. Chaque ménage arbitre entre consommation et épargne. *Ex-ante*, cet arbitrage dépend de l'histoire de l'actif de chaque ménage sur le marché du travail. En effet, cet actif peut être soit employé, soit chômeur ¹⁰. Cette hétérogénéité *ex-ante* pose un problème lors de la résolution du modèle. Comme le suggèrent les travaux précurseurs de DANTHINE et DONALDSON [1990], il est possible de s'affranchir de cette difficulté en supposant que les ménages ont accès à un système complet de marchés, les assurant contre le risque de chômage : l'hétérogénéité *ex-ante* est alors « gommée » *ex-post* grâce au contrat d'assurance. Afin d'introduire dans ces modèles RBC une règle non-walrasienne de fixation du salaire, on suppose alors que la fixation du salaire est effectuée par l'actif de la famille. Son objectif lors de la négociation est de maximiser les gains issus du marché du travail, sans tenir compte des choix collectifs du ménage dont il fait partie, et donc l'assurance chômage. Cette solution a été retenue car elle permet d'intégrer une modélisation non-walrasienne standard du marché du travail dans le cadre de modèle de type RBC. De plus, celle-ci peut être facilement estimée et testée ¹¹.

8. Voir l'annexe A pour la dérivation des conditions d'optimalité de la firme.

9. Nous faisons ici abstraction des problèmes complexes d'agrégation.

10. A la date t , un ménage a 2^t histoires possibles.

11. Voir LAFFARGUE [1995] pour une modélisation alternative où le problème de l'hétérogénéité *ex-ante* due au risque de chômage est résolue en supposant que les actifs ne peuvent pas épargner ; seuls les capitalistes peuvent épargner. Cette solution implique que dans l'équation d'Euler déterminant la dynamique de la consommation, seule celle des capitalistes est prise en considération. Or, cette variable est inobservable : le modèle ne peut pas être estimé, ni même calibré sur la base d'une quelconque étude empirique.

Étant donné le mode de fixation du salaire, les choix des ménages se limitent aux décisions de consommation et d'assurance chômage. L'utilité instantanée de la famille i peut prendre deux valeurs :

$$U(C_{i,t}^a) = \begin{cases} \log(C_{i,t}^n) & \text{si l'actif } i \text{ est employé à la période } t \\ \log(C_{i,t}^u) & \text{si l'actif } i \text{ est chômeur à la période } t \end{cases}$$

où $C_{i,t}^a$ est le niveau de consommation contingent à l'état $a = n, u$ sur le marché du travail (n pour employé et u pour chômeur). Connaissant uniquement son passé, le ménage i ne sait pas quelle sera la situation de son actif sur le marché du travail à la date t . Son espérance d'utilité instantanée pour la période t est alors :

$$U_{i,t} = \alpha_{i,t} U(C_{i,t}^n) + (1 - \alpha_{i,t}) U(C_{i,t}^u)$$

où $\alpha_{i,t}$, probabilité de l'actif i d'être employé à la période t , est définie par :

$$\alpha_{i,t} = \begin{cases} (1 - s) & \text{si } i \text{ est employé en } t - 1 \\ p(\theta_{t-1}) & \text{sinon} \end{cases}$$

Le ménage i maximise son espérance d'utilité intertemporelle sous les contraintes budgétaires¹² :

$$C_{i,t}^n + \tau_t B_{i,t} + \int_{\Omega} \frac{\rho(A_{t+1})}{\rho_t} q_i^n(A_{t+1}) dA_{t+1} \leq w_t + d_{i,t} + q_i(A_t)$$

si employé en t

$$C_{i,t}^u + \tau_t B_{i,t} + \int_{\Omega} \frac{\rho(A_{t+1})}{\rho_t} q_i^u(A_{t+1}) dA_{t+1} \leq B_{i,t} + d_{i,t} + q_i(A_t)$$

si chômeur en t

$d_{i,t}$ représente le montant des dividendes redistribués par les firmes aux ménages. $\int_{\Omega} \frac{\rho(A_{t+1})}{\rho_t} q_i^a(A_{t+1}) dA_{t+1}$, pour $a = n, u$, représente la valeur en t du portefeuille de l'agent rapportant q_i^a unités de bien en $t + 1$. Les ménages ont accès à un marché de l'assurance chômage actuariellement juste : le prix de l'assurance est $\tau_t = s$ si l'actif est employé en $t - 1$ et $\tau_t = 1 - p(\theta_{t-1})$ sinon. Le ménage i va alors choisir un montant optimal de titres contingents $B_{i,t}$. Si l'actif est chômeur, ces titres lui rapportent $B_{i,t}$, sinon, il ne lui rapportent rien. Le montant optimal de titre $B_{i,t}$ est tel que la richesse du ménage soit indépendante de la situation de l'actif : on a alors $B_{i,t} = w_t$, d'où $C_{i,t}^u = C_{i,t}^n$, et donc, $U(C_{i,t}^u) = U(C_{i,t}^n)$. Ce résultat appelle deux remarques. D'une part, cette structure du marché des

12. Voir l'annexe B pour la dérivation des conditions d'optimalité du programme du ménage.

titres retire au chômage son caractère involontaire au niveau du ménage ¹³. Toutefois, tout en gardant cette structure du marché des titres, LANGOT [1995]a montre qu'il existe des fonctions où l'utilité *ex-post* d'un chômeur est inférieure à celle d'un employé. D'autre part, quelle que soit la fonction d'utilité, l'existence d'une assurance chômage ne peut rendre optimal, au sens de Pareto, le niveau d'équilibre du chômage. En effet, la négociation décentralisée des salaires n'internalise pas les externalités d'échange dues à l'appariement.

2.4. L'équilibre symétrique

Étant donnés les vecteurs d'états (\mathcal{E}_t^*, A_t) , où $\mathcal{E}_t^* = \mathcal{E}_t \setminus \{w_t\}$, l'équilibre symétrique est défini par l'ensemble des fonctions $\{w(\cdot), C(\cdot), V(\cdot), K(\cdot), N(\cdot)\}$:

(i) $w_t = w(\mathcal{E}_t^*, A_t) \forall i$ et $\forall j$ est la solution de Nash du problème de négociation entre une firme et un employé.

(ii) $C_t = C(\mathcal{E}_t^*, A_t)$, $V_t = V(\mathcal{E}_t^*, A_t)$, $N_t = N(\mathcal{E}_t^*, A_t)$ et $K_t = K(\mathcal{E}_t^*, A_t)$ sont les solutions de l'ensemble des règles de décision des firmes et des ménages, étant donné w_t .

2.4.1. La négociation salariale

L'appariement entre un employé i et une firme j crée une rente économique : cette situation permet à ces deux agents de ne pas avoir à supporter des coûts de recherche. Suivant PISSARIDES [1990], on suppose que les employeurs renégocient le salaire, à chaque période, ce qui permet de déterminer le coût du travail de la période t sachant les réalisations des aléas de la période. La négociation salariale est formalisée selon la règle de Nash généralisée ¹⁴.

Pour une firme quelconque, le surplus dégagé, lorsqu'un emploi vacant est pourvu, est égal à la valeur marginale de l'emploi. En utilisant la condition d'optimalité du programme de la firme j (voir annexe A), il vient :

$$\Omega_{j,t}^F = \frac{\partial \mathcal{V}_j(\mathcal{E}_{j,t})}{\partial N_{j,t}} = A_t \frac{\partial F_{j,t}}{\partial N_{j,t}} - w_{i,j,t} + (1-s) \frac{\omega}{q(\theta_t)}$$

Lors de la négociation, on suppose que l'objectif d'un actif i est de maximiser la valeur monétaire de ces gains nets *issus uniquement du marché du travail*. Ainsi, chaque employé i cherche à maximiser la somme actualisée des revenus du travail :

$$\Psi_{i,t}^n = w_{i,j,t} + \int_{\Omega} \frac{\rho(A_{t+1})}{\rho_t} \{(1-s) \Psi_{t+1}^n + s \Psi_{t+1}^u\} dA_{t+1}$$

13. La notion de chômage involontaire est ici définie au sens strict; l'état de chômeur ne doit pas être désiré ce qui implique que l'utilité dans cet état soit plus faible.

14. Nous nous limitons aux solutions non-coopératives de la négociation habituellement traitées dans les modèles d'appariement (voir MORTENSEN [1989] par exemple). Les travaux de ESPINOZA et RHEE [1989], EBERWEIN et KOLLINTZAS [1985] montrent que la solution coopérative est le plus souvent dominante. Toutefois, ces résultats sont obtenus dans le cadre de négociations collectives à l'équilibre partiel du marché travail, ce qui n'est pas le cas ici.

Son point de menace est alors donné par la somme actualisée des gains issus du marché du travail si la négociation est interrompue :

$$\Psi_{i,t}^u = \int_{\Omega} \frac{\rho(A_{t+1})}{\rho_t} \{p(\theta_t) \Psi_{t+1}^n + (1-p(\theta_t)) \Psi_{t+1}^u\} dA_{t+1}$$

La rente issue de l'appariement, notée $\Omega_{i,t}^M$, est donnée par $\Psi_{i,t}^n - \Psi_{i,t}^u$:

$$\Omega_{i,t}^M = w_{i,j,t} + (1-s-p(\theta_t)) \int_{\Omega} \frac{\rho(A_{t+1})}{\rho_t} \Omega_{i,t+1}^M dA_{t+1}$$

Le salaire d'un employé est alors solution du problème :

$$\max_{w_{i,j,t}} (\Omega_{j,t}^F)^{1-\xi} (\Omega_{i,t}^M)^{\xi}$$

La condition d'optimalité de ce problème est :

$$(6) \quad \frac{\xi}{1-\xi} \Omega_{j,t}^F = \Omega_{i,t}^M$$

L'équation (6) donne la règle de partage du surplus entre la firme et l'employé. A l'équilibre symétrique, les firmes (respectivement les employés) ayant toutes le même objectif, $w_{i,j,t} = w_t \forall j$ et $\forall i$. Sachant que $p(\theta_t) = \theta_t q(\theta_t)$, la règle de fixation des salaires est alors donnée par :

$$(7) \quad w_t = \xi \left(A_t \frac{\partial F}{\partial N_t} + \omega \theta_t \right)$$

Le salarié parvient à être payé une fraction ξ du surplus dégagé par l'emploi en plus de son salaire de réservation, qui est ici supposé nul. Cette règle de fixation du salaire donne un fondement microéconomique à une relation décroissante entre salaire réel et chômage. Elle montre également que le salaire réel est une fonction croissante du pouvoir de négociation des employés ξ .

De plus, elle permet de calculer le profit de l'employeur provenant de l'exploitation d'un poste de travail, $\pi_t = A_t \frac{\partial F}{\partial N_t} - w_t$, ainsi que les dividendes redistribués aux ménages $d_t = N_t \pi_t - \omega V_t$.

Quel est l'impact de la négociation salariale sur le niveau du chômage et sur sa persistance?

Il est possible d'apporter une réponse à cette question en comparant le délai moyen d'ajustement de l'emploi dans le cas où $\xi = 0$ à celui où $\xi \neq 0$. Par définition, $p(\theta)$ est une fonction croissante de θ . Or, le programme de la firme permet de déterminer une relation croissante entre θ_t et l'espérance de la valeur marginale anticipée de l'emploi, notée J_t :

$$J_t \equiv \int_{\Omega} \frac{p(A_{t+1})}{\rho_t} \frac{\partial \mathcal{V}_{j,t+1}}{\partial N_{j,t+1}} dA_{t+1} = \frac{\omega}{q(\theta_t)}$$

La probabilité d'être embauché, $p(\theta_t)$, peut donc se réécrire comme une fonction croissante de J_t , notée $\phi(J_t)$, d'où l'équation d'évolution de l'emploi en fonction de J_t :

$$(8) \quad N_{t+1} = (1-s) N_t + \phi(J_t) (1 - N_t)$$

La vitesse d'ajustement de l'emploi est alors donnée par la formule suivante, prise à l'état stationnaire :

$$(9) \quad \left| \frac{\partial \Delta N_{t+1}}{\partial N_t} \right| = s + \phi(J_t)$$

Quel rôle à la négociation salariale sur la vitesse d'ajustement de l'emploi? A l'équilibre stationnaire, la condition de l'enveloppe sur l'emploi (voir equation (19) de l'annexe A) donne le lien entre la valeur marginale de l'emploi futur et le mode de fixation des salaires ¹⁵ :

$$\frac{\omega}{q(\theta^*)} = \beta \left[\pi^* + (1-s) \frac{\omega}{q(\theta^*)} \right] \Leftrightarrow J^* = \frac{\beta}{1 - \beta(1-s)} \pi^*$$

Comme le profit est maximal lorsque le pouvoir de négociation des employés est nul, la valeur anticipée de l'emploi J^* est également plus élevée dans ce cas. Or, la vitesse d'ajustement de l'emploi est une fonction croissante de J^* (voir equation (9)). On en déduit que l'introduction d'un pouvoir de négociation des ménages différent de zéro ($\xi \neq 0$) implique une persistance du chômage plus élevée que dans un modèle où les employés seraient payés à leur salaire de réservation.

L'introduction d'une négociation salariale à également une influence sur le niveau d'équilibre stationnaire du chômage. L'équation (8) pris à l'équilibre stationnaire permet d'exprimer le niveau de l'emploi comme une fonction croissante de sa valeur anticipée J^* :

$$N^* = \frac{\phi(J^*)}{s + \phi(J^*)}$$

Ainsi, lorsque $\xi \neq 0$ le niveau de l'emploi est plus faible et donc celui du chômage plus élevé. Ce résultat ne fait que refléter l'inefficience de la négociation salariale comme mécanisme de détermination du coût du travail : lors de la négociation, s'effectuant au niveau individuel, l'impact du niveau du salaire sur le chômage est négligé par les "Insiders".

2.4.2. L'équilibre général

L'équilibre sur les marchés financiers et le système de redistribution des gains associés au marché du travail permettent de réécrire la somme des contraintes budgétaires des agents comme l'équilibre sur le marché des biens, où $C_t^n = C_t^u = C_t$:

$$K_{t+1} = (1 - \delta) K_t + A_t F(K_t, N_t) - \omega V_t - C_t$$

Étant données les conditions de transversalité des problèmes de la firme et du ménage, l'équilibre général sous anticipations rationnelles est donné par

15. Cette condition donne l'évolution de la valeur marginale de l'emploi futur :

$$\frac{\omega}{q(\theta_t)} = \int_{\Omega} \frac{\rho(A_{t+1})}{\rho_t} \left[\pi_{t+1} + (1-s) \frac{\omega}{q(\theta_{t+1})} \right] dA_{t+1}$$

les cinq équations suivantes :

$$(10) \quad \frac{\partial U}{\partial C_t} = \beta E_t \left[\left(1 - \delta + A_{t+1} \frac{\partial F}{\partial K_{t+1}} \right) \frac{\partial U}{\partial C_{t+1}} \right]$$

$$(11) \quad \frac{\partial U}{\partial C_t} \frac{\omega}{q(\theta_t)} = \beta E_t \left[\left(A_{t+1} \frac{\partial F}{\partial N_{t+1}} - w_{t+1} \right) \frac{\partial U}{\partial C_{t+1}} \right] \\ + \beta E_t \left[(1-s) \frac{\partial U}{\partial C_{t+1}} \frac{\omega}{q(\theta_{t+1})} \right]$$

$$(12) \quad K_{t+1} = (1 - \delta) K_t + A_t F(K_t, N_t) - \omega V_t - C_t$$

$$(13) \quad N_{t+1} = (1 - s) N_t + q(\theta_t)$$

$$(14) \quad w_t = \xi \left(A_t \frac{\partial F}{\partial N_t} + \omega \theta_t \right).$$

Contrairement au modèle de contrat implicite proposé par OSANO et INOUE [1991], ce système d'équations montre que l'emploi est un facteur quasi-fixe, dont la dynamique n'est pas déterminée par une équation d'Euler du programme du consommateur, le loisir n'étant pas un argument de la fonction d'utilité.

3 Estimation du modèle structurel

Suivant les travaux de HANSEN [1982], nous utilisons la Méthode des Moments Généralisés (M.M.G.) pour estimer l'ensemble des paramètres structurels de l'économie. Après avoir brièvement exposé cette méthode, les résultats de l'estimation, effectuée sur données trimestrielles françaises, sont commentés. Les propriétés dynamiques du modèle sont ensuite analysées.

En utilisant la formule d'évaluation du prix des actifs contingents $\frac{\rho(A_{t+1})}{\rho_t} = \beta \frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} f(A_{t+1}|A_t)$, et la condition du premier ordre du programme du consommateur $\frac{\partial U}{\partial C_t} = \lambda_t$, on obtient cette évolution à l'équilibre général (équation (11) du texte).

3.1. Méthode économétrique

Le modèle développé dans la section précédente nécessite l'estimation des paramètres structurels suivants :

$$\Psi = \{\delta, \alpha, s, \gamma, H_0, \xi, \rho_a, \bar{A}, \gamma_x, \sigma_a^2\}$$

où γ_x représente le taux de croissance de l'économie ¹⁶. La discrétisation du processus de Markov suivi par A_t est donnée par :

$$\log(A_t) = \rho_a \log(A_{t-1}) + (1 - \rho_a) \log(\bar{A}) + \varepsilon_{a,t}$$

où \bar{A} est la moyenne empirique de la productivité globale des facteurs, avec $0 < |\rho_a| < 1$ et σ_a l'écart type de l'innovation de ce processus. Deux paramètres ne sont pas estimés : β et $\omega \cdot \beta$ est tel que le taux d'actualisation subjectif soit de 3.9% par an ($\beta = (1.039)^{-0.25}$). Nous supposons que les coûts d'embauche sont proportionnels au salaire : ω est alors égal à la moyenne sur l'échantillon du salaire réel horaire stationnarisé par le taux de croissance de l'économie (0.0288) ¹⁷.

Afin d'obtenir un estimateur de Ψ , nous utilisons les conditions d'optimalité du modèle. Ces conditions et un ensemble d'instruments permettent de juste identifier le modèle. Les conditions d'orthogonalité sont résumées par l'équation matricielle suivante ¹⁸ :

$$(15) \quad EH[X_t, \Psi] = 0 \quad \text{for } t = 1 \dots T$$

où $\dim(\Psi) = 10$. L'estimateur $\hat{\Psi}$ est alors tel que les moments d'ordre un du modèle correspondent à leur contrepartie empirique. Soit la fonction $g_T(\Psi)$, représentant la contrepartie empirique de (15), définie par :

$$(16) \quad g_T(\Psi) = \frac{1}{T} \sum_{t=0}^T H[X_t, \Psi]$$

L'estimateur optimal $\hat{\Psi}$ est alors la valeur de Ψ minimisant la fonction objectif quadratique suivante :

$$J_T = g_T(\Psi)' W_T g_T(\Psi)$$

où W_T est l'inverse de la matrice de variance-covariance des erreurs S_T . En effet, HANSEN [1982] montre que cette matrice S_T converge presque sûrement vers $S_0 = W_0^{-1}$. L'estimation de la matrice de variance-covariance S_T est particulièrement délicate, notamment lorsque le processus suivi par les erreurs d'estimation de (16) est une moyenne mobile d'ordre q , avec $q \geq 1$. Afin d'obtenir une matrice de variance-covariance semi-définie

16. La spécification du modèle est telle qu'elle est compatible avec un sentier de croissance équilibrée. Cette tendance déterministe n'a pas été explicitée lors de l'exposé du modèle par souci de simplicité. Voir les équations d'Euler en niveau de l'annexe D.

17. PISSARIDES [1990] justifie la proportionalité du coût unitaire d'embauche par rapport au salaire. La sensibilité de l'estimateur de Ψ à différentes valeurs est discutée dans la section suivante.

18. Voir l'annexe D pour une description complète des conditions d'orthogonalité.

positive, nous retenons la méthode de calcul proposée par NEWEY et WEST [1987]b. La matrice de variance-covariance ainsi obtenue est robuste à l'autocorrélation et à l'hétéroscédasticité. Nous déterminons l'ordre q de la moyenne mobile du terme d'erreur à l'aide de la procédure proposée par ANDREWS [1991]. Afin de tester certaines restrictions sur les paramètres, nous utilisons le test du quasi-rapport de vraisemblance proposé par NEWEY et WEST [1987]a. Cette statistique suit asymptotiquement un χ^2 avec un nombre de degrés de liberté égal au nombre de contraintes.

3.2. Résultats empiriques

Nous estimons Ψ (les 10 paramètres du modèle théorique) et l'ordre optimal de la partie MA des erreurs d'estimation afin que la matrice de variance-covariance soit robuste à l'autocorrélation et à l'hétéroscédasticité. Ainsi, nous calculons l'ordre q de la moyenne mobile des erreurs, sous l'hypothèse que le processus suivi par les erreurs est un $ARMA(1, 1)$. Nous obtenons un estimateur "automatique" de l'ordre optimale de la partie MA des erreurs d'estimation en appliquant la formule d'Andrews. Nous retenons une fenêtre de Bartlett de longueur q afin de calculer la matrice de variance-covariance des erreurs. A partir de cette méthode, nous obtenons une fenêtre égale à $q = 17$. Le tableau 1 donne les estimations, effectuées sur la période 1961:02-1989:03, des paramètres structurels du modèle ¹⁹.

TABLEAU 1

Estimation de Ψ

Paramètres	Structurels				
δ	α	s	H_0	γ	ξ
0.0116	0.2515	0.0244	1.4649	0.6991	0.3449
(0.245 10 ⁻³)	(0.504 10 ⁻²)	(0.300 10 ⁻²)	(0.173)	(0.043)	(0.060)
Paramètres	du choc				
\bar{A}	ρ_a	σ_a	γ_x		
0.0488	0.842	0.852 10 ⁻²	1.008		
(0.455 10 ⁻³)	(0.046)	(0.103 10 ⁻²)	(0.141 10 ⁻³)		

Écart-type entre parenthèse.

Les paramètres relatifs à la technologie (taux de déclassement δ , élasticité du produit par rapport au capital α) sont proches de ceux estimés par FÈVE et LANGOT [1994] car les spécifications de l'accumulation et de la fonction de production sont identiques. Ce résultat implique que le processus suivi par la productivité des facteurs est lui aussi très proche de celui estimé dans le cadre d'un modèle walrasien : la simultanéité avec la fonction de

19. Voir l'annexe C pour une description des données utilisées.

production, transitant par α , n'est pas affectée. Le paramètre autorégressif de ce choc est relativement faible par rapport à celui qui est retenu par HAIRAULT [1992] pour l'étalonnage de modèles R.B.C., ce qui implique que la source d'impulsion a une faible persistance²⁰. Pour que les séries aient une forte persistance, il faut donc que le mécanisme de propagation du modèle engendre lui-même de la persistance.

L'estimation des paramètres relatifs au marché du travail montre que ceux-ci sont assez proches de ceux obtenus par FÈVE et LANGOT [1993]²¹. Les estimations de γ et de H_0 permettent de donner l'estimation de la durée moyenne du chômage dans le modèle : $1/p(\theta_t) = 4.5537$, ce qui est proche d'un an. L'estimation du pouvoir de négociation des travailleurs ξ est significativement inférieure à $\frac{1}{2}$ (règle de Nash standard) : le pouvoir de négociation des firmes est donc supérieur à celui des employés. Le taux de sortie est deux fois moins élevé que celui estimé par FÈVE et LANGOT [1993]; ce résultat est imputable à la longueur de l'échantillon. En effet, nous avons effectué une estimation sur la période 1970:2-1989:4 et nous obtenons une valeur de $s = 0.046$ avec un écart-type de $0.826 \cdot 10^{-2}$. Il semble en effet logique d'obtenir des estimations du taux de sortie plus élevées lorsque l'on ne tient compte que de l'information contenue après le premier choc pétrolier.

Des tests de sensibilité des estimateurs ont été effectués en faisant varier ω , le coût unitaire d'un emploi vacant, que l'on a imposé lors de l'estimation. Les conditions d'orthogonalité utilisées lors de l'estimation sont indépendantes de ω , sauf l'équation de salaire, servant à estimer le pouvoir de négociation des employés ξ . Lorsque l'on divise par deux ω , seul l'estimateur de ξ varie et prend une valeur égale à 0.3456. En utilisant le test de NEWEY et WEST [1987]a, on montre que cette valeur n'est pas statistiquement différente (à 5 %) de celle obtenue lorsque $\omega = 0.0288$. Ainsi, le vecteur des paramètres estimés n'est pas significativement sensible à la valeur du coût unitaire des emplois vacants.

3.3. Tests de sensibilité

En utilisant le test proposé par NEWEY et WEST [1987]a, il est possible de déterminer les intervalles de confiance des estimateurs des paramètres structurels. Ceci a été effectué pour les paramètres relatifs au marché du travail : $\{s, \gamma, \xi\}$. Les résultats obtenus sont reportés dans le tableau 2.

20. Sous l'hypothèse de croissance équilibrée, la source de non-stationnarité des séries macroéconomiques est le progrès technique. L'hypothèse de non-stationnarité déterministe ne semble pas être rejetée par les données étant donné l'estimateur de ρ_a qui est assez loin de la racine unitaire.

21. Ces estimations sont effectuées, sur données françaises sur la période 1970 : 2 – 1989 : 4, à partir d'un modèle à génération d'équilibre général avec chômage dans une petite économie ouverte.

TABLEAU 2

Intervalle de confiance de s , γ et ξ

\underline{s}	\hat{s}	\bar{s}	$\underline{\gamma}$	$\hat{\gamma}$	$\bar{\gamma}$	$\underline{\xi}$	$\hat{\xi}$	$\bar{\xi}$
0.019	0.0244	0.285	0.682	0.6991	0.728	0.315	0.3449	0.375

\underline{x} : borne inférieure de l'intervalle à 5% de \hat{x} .

\bar{x} : borne supérieure de l'intervalle à 5% de \hat{x} .

Afin d'étudier la sensibilité de la dynamique du modèle à ces différentes valeurs statistiquement acceptables, nous avons calculé la réponse du chômage à un choc technologique pour les valeurs critiques de ces trois paramètres. Les résultats, en écart à l'état stationnaire, sont reportés dans le tableau 3.

TABLEAU 3

Analyse de la sensibilité

	estimation	\underline{s}	\bar{s}	$\underline{\gamma}$	$\bar{\gamma}$	$\underline{\xi}$	$\bar{\xi}$
1 an	-0.3949	-0.254	-0.5138	-0.4588	-0.3911	-0.3895	-0.3951
2 ans	-0.4327	-0.3214	-0.4979	-0.4995	-0.4209	-0.4254	-0.4328
5 ans	-0.209	-0.1985	-0.2141	-0.2373	-0.2059	-0.203	-0.2099

\underline{x} : borne inférieure de l'intervalle à 5% de \hat{x} .

\bar{x} : borne supérieure de l'intervalle à 5% de \hat{x} .

Ce tableau montre que dans l'ensemble des valeurs statistiquement acceptables, le taux de sortie a l'influence la plus importante sur la dynamique du chômage : plus celui-ci est faible, au minimum égal à la borne inférieure de l'intervalle de confiance \underline{s} , plus l'ajustement sera rapide. Ceci illustre l'effet de congestion impliqué par une forte rotation sur un marché où un temps de recherche est nécessaire pour trouver un emploi. Lorsque γ augmente, la probabilité de trouver un emploi diminue, ce qui implique un allongement de la durée moyenne du chômage et donc un ajustement plus long après un choc. Ceci est illustré par les colonnes $\underline{\gamma}$ et $\bar{\gamma}$ du tableau 3. La forte sensibilité de l'estimation au pouvoir de négociation des travailleurs ne permet pas d'avoir un large intervalle de confiance. Néanmoins, les colonnes $\underline{\xi}$ et $\bar{\xi}$ montrent qu'un accroissement de ξ augmente la vitesse d'ajustement de l'emploi. Suite à un choc technologique, élevant la profitabilité de l'emploi, le chômage diminue plus lorsque qu'une plus petite part de ce surplus est donné aux travailleurs. En effet, ce partage en faveur des firmes incite davantage les entrepreneurs à ouvrir de nouveaux postes vacants.

Ces tests de sensibilité donnent une idée du rôle respectif des différentes rigidités sur le marché du travail sur le délai d'ajustement du chômage. Toutefois, ils ne permettent pas de dire que le modèle est suffisant pour rendre compte de la persistance du chômage observée sur données françaises.

4 Test de la persistance du chômage

Comment tester les implications du modèle théorique? Dans la littérature R.B.C., les hypothèses théoriques sont validées ou non si elles permettent au modèle de reproduire un ensemble de moments d'ordre deux, filtrés par la méthode de Hodrick et Prescott ²².

Toutefois, d'autres implications d'un modèle peuvent être testées, en particulier sa capacité à reproduire la persistance du chômage. Il s'agit alors de calculer à partir des séries artificielles générées par le modèle, les statistiques usuellement utilisées pour mesurer la persistance. Le test consiste alors à confronter ces statistiques à celles estimées à partir de la série historique de chômage. Ainsi, les statistiques calculées à partir de cette série sont celles que nous utiliserons pour déterminer le seuil de l'hypothèse nulle de non-stationnarité stochastique. La distribution des statistiques de l'hypothèse alternative sera générée par simulations stochastiques du modèle théorique ²³. Ainsi, la comparaison de la fonction de répartition des t -statistiques générée par le modèle théorique avec celle obtenue sous l'hypothèse nulle que le chômage est stationnaire en différence, et le test de l'égalité des mesures de persistance (V de COCHRANE [1988] et $A(1)$) générées par le modèle théorique avec celles obtenues à partir du chômage français va nous permettre de répondre à la question suivante :

La représentation stationnaire du chômage proposée par le modèle est-elle compatible avec la persistance observée du chômage en France?

4.1. Méthode économétrique

Le premier test se propose de répondre à la question suivante : la persistance du chômage est-elle infinie? L'économétrie des séries temporelles permet de répondre à cette question en utilisant les tests de racine unitaire proposés par DICKEY et FULLER [1981]. Sous l'hypothèse nulle de racine unitaire, le processus est alors stationnaire en différence (processus DS). L'hypothèse alternative correspond alors à la stationnarité en niveau (processus TS). FULLER [1976] montre que la statistique de ce test (t -statistique) n'est pas distribuée comme un t de Student.

Deux autres statistiques permettent de mesurer la persistance en quantifiant l'impact à long terme sur la prévision du chômage d'une innovation. Si Δu_t suit un processus stationnaire, alors sa représentation de Wold est : $\Delta u_t = A(L)\varepsilon_t$, où $A(L) \equiv 1 + A_1 L + A_2 L^2 + A_3 L^3 + \dots$ est un polynôme de degrés infini et ε_t un bruit blanc de variance σ_ε^2 . L'impact

22. Voir FEVE et LANGOT [1994] pour une illustration sur données françaises.

23. Les simulations stochastiques du modèle sont effectuées en utilisant l'approximation log-linéaire de la dynamique autour de l'équilibre stationnaire déterministe. Voir DOTSEY et MAO [1992] pour une évaluation de la qualité de cette méthode d'approximation.

d'un choc à long terme est mesuré par la somme infinie des multiplicateurs A_i , pour $i = 0, \dots, +\infty$: ceci correspond au $A(1)$. Ainsi, si le chômage suit une marche aléatoire, le $A(1)$ est égal à un, alors que si cette série est stationnaire, son $A(1)$ est théoriquement égal à zéro. Cette mesure de la persistance, proposée par CAMPBELL et MANKIW [1987], s'inspire de la décomposition entre cycle et tendance suggérée par BEVERIDGE et NELSON [1981]²⁴. Une autre mesure de persistance a été proposée par COCHRANE [1988]. Cette statistique estime, dans le cadre de la décomposition de Beveridge et Nelson, le rapport entre la variance de la composante permanente et la variance de la série des variations du chômage. Elle s'écrit :

$$V^k \equiv \frac{1}{k+1} \frac{\text{var}(u_{t+k+1} - u_t)}{\text{var}(u_{t+1} - u_t)} = 1 + 2 \sum_{j=1}^k \left(1 - \frac{j}{k+1}\right) \rho_j$$

où ρ_j est l'autocorrélation d'ordre j de la série Δu_t . Si le processus suivi par le chômage est une marche aléatoire, alors $\text{var}(u_{t+k+1} - u_t) = (k+1) \text{var}(u_{t+1} - u_t)$. Ainsi, pour une marche aléatoire, la valeur théorique V^k est $1 \forall k$. En revanche, pour un processus stationnaire, $\lim_{k \rightarrow \infty} V^k = 0$. Le principal avantage de cette mesure de persistance est qu'elle est non-paramétrique; ceci permet de s'affranchir des erreurs de spécification contingentes à l'estimation d'un modèle *ARIMA*. Toutefois, il est possible de mesurer le $A(1)$ sans avoir recours aux modèles paramétriques. En effet, $\lim_{k \rightarrow \infty} \text{var}(u_{t+k+1} - u_t) = A(1)^2 \sigma_\varepsilon^2$, d'où :

$$V = \frac{A(1)^2 \sigma_\varepsilon^2}{\text{var}(\Delta u_{t+1})} \Rightarrow A(1) = \sqrt{\frac{V}{1 - R^2}} \quad \text{avec} \quad R^2 = 1 - \frac{\sigma_\varepsilon^2}{\text{var}(\Delta u_{t+1})}$$

Les estimateurs de ces mesures de persistance sont :

$$\hat{V}^k = \frac{T}{T-k} \left[1 + 2 \sum_{j=1}^k \left(1 - \frac{j}{k+1}\right) \hat{\rho}_j \right]$$

$$\hat{A}^k(1) = \sqrt{\frac{\hat{V}^k}{1 - \hat{\rho}_1^2}}$$

24. Cette décomposition n'impose pas de borne supérieure aux estimateurs du $A(1)$, contrairement aux décompositions entre cycle et tendance proposées par WATSON [1986] et CLARK [1987], où les restrictions de non-corrélation des innovations de la tendance et du cycle, imposent que le $A(1)$ soit inférieur à l'unité.

où T représente la taille de l'échantillon, $\hat{\rho}_i$ les estimateurs des autocorrélations et $T/(T - k)$ la correction proposée par CAMPBELL et MANKIW [1989]. Afin de mesurer non-paramétriquement le $A(1)$, suivant CAMPBELL et MANKIW [1989] nous remplaçons le R^2 par ρ_1^2 , ce qui conduit à sous-estimer cette mesure du $A(1)$.

4.2. Résultats empiriques

Dans ce premier paragraphe, nous proposons de montrer que le processus suivi par le chômage, théoriquement intégré d'ordre zéro, est suffisamment persistant pour être empiriquement équivalent à un processus $I(1)$. Nous avons estimé le processus suivant du chômage ²⁵ :

$$\Delta u_t = 0.0234 + \varepsilon_t \quad \text{avec} \quad \sigma_\varepsilon = 0.0495$$

Ce processus est simulé 500 fois afin d'obtenir la répartition des t -statistiques sous l'hypothèse nulle que le chômage suit un processus intégré d'ordre un. Afin d'avoir la distribution des t -statistiques sous l'hypothèse alternative, nous simulons le modèle théorique 500 fois ²⁶.

Les résultats de ces expériences sont reportés dans le graphique 1. Ce graphique montre que pour les faibles valeurs du t -statistiques, les deux fonctions de répartition sont pratiquement confondues. Ainsi, comme le montre le tableau 4, la puissance de ce test est très faible : la probabilité d'accepter la stationnarité avec raison est très proche du risque de première espèce (accepter la stationnarité à tort). Ce test ne nous permet donc pas de faire la distinction entre un processus ayant une racine unitaire et un autre ayant une quasi-racine unitaire. De plus, le tableau 4 donne les seuils à 1 %, 2.5 %, 5 % et 10 % du t -statistique en dessous duquel on ne peut rejeter la présence d'une non-stationnarité stochastique.

TABLEAU 4

Seuil et Puissance du test de racine unitaire.

	1 %	2.5 %	5 %	10 %
Seuil de t	-2.525	-2.3	-2.05	-1.69
Puissance	1.9 %	2.6 %	5.4 %	14.2 %

Ce premier exercice montre clairement la faible puissance des tests usuellement utilisés pour détecter la présence de racine unitaire.

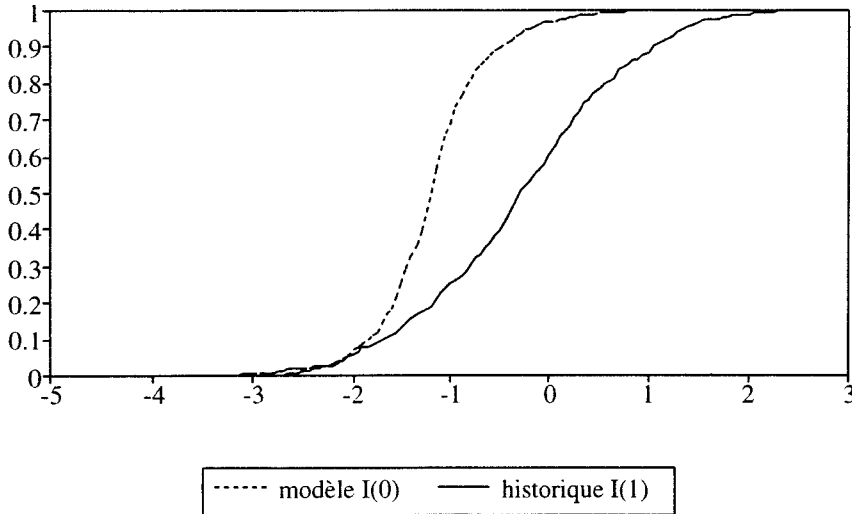
Ce premier résultat est-il robuste à la mesure de persistance choisie? Dans ce second paragraphe, nous proposons de comparer les distributions

25. Le Box-pierce indiquait un nombre optimal de retards égal à un. Toutefois, les distributions des t -statistiques des modèles avec zéro ou un retard sont équivalentes, ce qui nous a conduit à retenir, le processus le plus simple. Le même choix a été effectué lors des simulations du modèle théorique, ce qui nous permet de comparer les résultats.

26. Pour ces deux expériences la longueur des séries simulées est de 200 périodes, auxquelles on retire les 60 premiers points afin de rendre les distributions indépendantes des conditions initiales.

GRAPHIQUE 1

Répartition des *t*-statistique



du $A(1)$ et du V de Cochrane générées par le modèle avec celles estimées sur données françaises. Les graphiques 2 et 3 montrent clairement que le modèle théorique génère une persistance du chômage supérieure à celle d'une marche aléatoire²⁷. Les intervalles de confiance donnent les bornes à 5 % des mesures de persistance issues du modèle théorique. Pour construire ces séries, nous avons simulé 120 fois le modèle. A chaque simulation on calcule le V de Cochrane et le $A(1)$ de la série de chômage en niveau. Les intervalles de confiance délimitent la bande dans laquelle se trouvent 95% des simulations. On montre alors que la persistance du chômage calculée à partir des données françaises est statistiquement équivalente à celle générée par le modèle.

Comment expliquer ce résultat? Dans le modèle théorique, l'évolution du chômage est non-linéaire et non-calculable analytiquement. Toutefois, l'approximation de la dynamique du modèle autour de l'état stationnaire permet d'exprimer le processus suivi par le chômage comme un $ARMA(3, 1)$. Ce processus s'écrit de la manière suivante²⁸ :

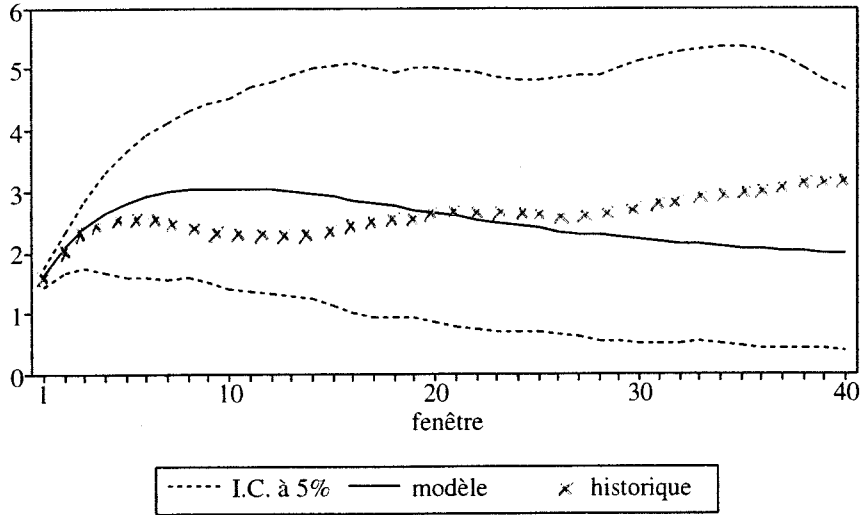
$$\hat{u}_t = \left(\pi_{na} + (\pi_{ka} - \pi_{kk} \pi_{na}) L \right) \varepsilon_{a,t} + \frac{(1 - \pi_{nn} \pi_{kk} L + (\pi_{kk} \pi_{nn} - \pi_{nk} \pi_{kn}) L^2) (1 - \rho_a L)}{N} \frac{-(1 - N)}{N}$$

27. On reporte en abscisse la longueur k de la fenêtre de V^k .

28. On utilise le lien entre les écarts de l'emploi par rapport à l'état stationnaire, $\hat{n}_t = \log(N_t/\bar{N})$, et les écarts du chômage à sa valeur d'état stationnaire : $\hat{u}_t = \log(U_t/\bar{U}) = \frac{-N}{(1-N)} \hat{n}_t$. Nous avons un taux de chômage d'équilibre à $\bar{U} = 10\%$ lors des simulations.

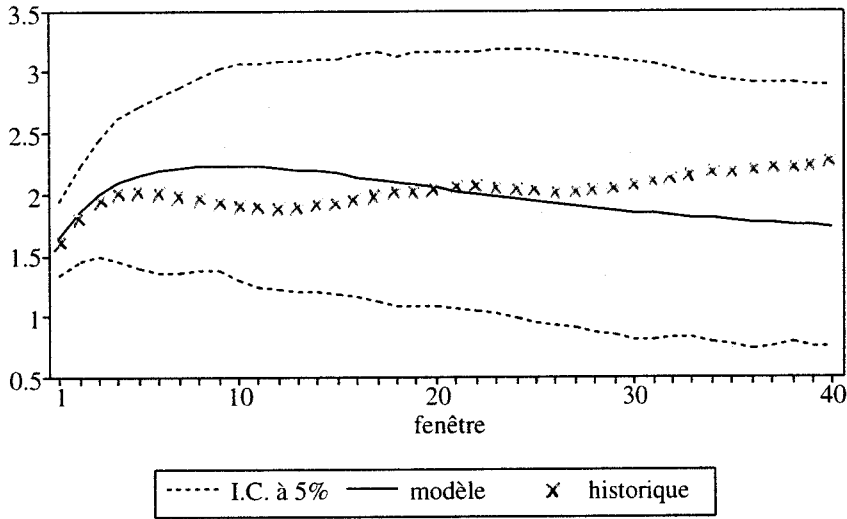
GRAPHIQUE 2

V de Cochrane du chômage



GRAPHIQUE 3

A (I) du chômage



où chacun des π_{ij} est une fonction non-linéaire des paramètres structurels du modèle. L'estimation par la M.M.G. donne des estimateurs des

paramètres structurels du modèle sans perte d'information sur les non-linéarités modélisées et permet d'identifier les paramètres de l'ARMA (3, 1) suivi par le chômage :

$$(1 - 2.5626L + 2.1760L^2 - 0.6123L^3) \hat{u}_t = (-0.0376 + 0.0351L) \varepsilon_{a,t}$$

Les racines de la partie AR de ce processus sont $\rho_1 = 0.9735$, $\rho_2 = 0.8425$ et $\rho_3 = 0.7466$ et celle de la partie MA est $\psi = 0.9332$. Ainsi, conformément au modèle théorique le $A(1)$ et le V de Cochrane sont théoriquement égaux à zéro. Ces racines montrent clairement pourquoi la persistance du chômage induite par le modèle est statistiquement équivalente à celle induite par une marche aléatoire : 0.9735 est très proche de l'unité. Ce qui est remarquable dans ce résultat est que la racine la plus élevée n'est pas celle de la source exogène de perturbation du modèle (0.8425) : il existe donc bien un mécanisme de propagation des chocs dans le modèle qui amplifie suffisamment la persistance du choc technologique pour que la persistance du processus théorique du chômage soit proche de celle mesurée sur données françaises. En effet, le délai moyen d'ajustement (DMA) du chômage à sa valeur d'état stationnaire est approximativement de 10 années (3.9587×10 trimestres exactement), alors qu'elle n'est que de 1 an et 1 mois pour le niveau de la productivité globale des facteurs A_t . Ceci montre que les rigidités du modèle théorique, temps de recherche endogène et négociation salariale, peuvent expliquer la persistance du chômage, fait stylisé majeur du marché du travail français.

5 Conclusion

Nous avons développé un modèle d'équilibre général non-walrasien : l'appariement sur le marché du travail est un processus coûteux, générant une rente partagée par une négociation salariale. Les paramètres structurels de ce modèle sont estimés à partir des conditions non-linéaires d'équilibre par la Méthode des Moments Généralisés. Nous montrons que la persistance du chômage engendrée par le modèle est statistiquement équivalente à celle mesurée à partir de la série de chômage français. Ces rigidités réelles sur le marché du travail forment donc un mécanisme de propagation permettant de rendre compte de la persistance observée du chômage français : le délai moyen d'ajustement du chômage étant dix fois plus grand que celui de la source d'impulsion. Les modèles d'hystérèse trouvaient une justification de par leurs implications en terme de persistance du chômage, mais souffraient d'un manque de validation de leurs hypothèses. Le modèle proposé ci-dessus, montre qu'une modélisation du marché du travail acceptable empiriquement permet également de reproduire la persistance du chômage français. Ces résultats remettent ainsi en cause la pertinence des modèles d'hystérèse.

Mais, ce travail souffre de plusieurs limites. D'une part, il n'évalue que les implications d'un choc réel, un choc technologique, sur la persistance

du chômage, dans une économie fermée. Cette spécification était suffisante pour nous permettre d'apporter une réponse à notre question. Toutefois, les développements apportés aux modèles d'équilibre général prenant en considération la contrainte extérieure, la concurrence monopolistique et la non-vérification de l'équivalence ricardienne (LAFFARGUE, MALGRANGE et PUJOL [1992] et FÈVE et LANGOT [1993]) semblent être des extensions intéressantes dans la perspective de mesurer l'impact de chocs extérieurs, de chocs nominaux ou de chocs de dépenses publiques sur la dynamique du chômage. D'autre part ce travail s'est limité à un exercice d'économie positive. Il est souhaitable d'amender ce modèle en vue d'apprécier l'impact de différentes politiques économiques. Cet objectif nécessite bien sûr l'abandon de l'hypothèse d'assurance parfaite contre le risque de chômage. Dans cette perspective, les travaux visant à mesurer l'impact sur le bien-être des politiques de stabilisation, basées sur la gestion conjoncturelle des allocations chômage (HAIRAULT, LANGOT et PORTIER [1995]), ou de politiques plus structurelles, basées sur la réduction à long terme des coûts du travail (LAFFARGUE [1985] ou LANGOT et PUCCI [1995]), illustrent le renouveau de la modélisation macroéconomique comme outil d'évaluation de la politique économique.

Conditions d'optimalité de la firme

La firme j maximise (3) sous les contraintes (2) et (5), sachant que son profit est défini par (4). Les conditions d'optimalité de ce programme ²⁹ sont données par les conditions du premier ordre, de l'enveloppe et enfin les conditions de transversalité associées aux variables d'état $N_{j,t}$ et $K_{j,t}$:

$$(17) \quad \int_{\Omega} \frac{\rho(A_{t+1})}{\rho_t} \frac{\partial \mathcal{V}_{j,t+1}}{\partial K_{j,t+1}} dA_{t+1} = 1$$

$$(18) \quad \int_{\Omega} \frac{\rho(A_{t+1})}{\rho_t} \frac{\partial \mathcal{V}_{j,t+1}}{\partial N_{j,t+1}} dA_{t+1} = \frac{\omega}{q(\theta_t)}$$

$$(19) \quad \frac{\partial \mathcal{V}_{j,t}}{\partial N_{j,t}} = A_t \frac{\partial F_{j,t}}{\partial N_{j,t}} - w_t + (1-s) \frac{\omega}{q(\theta_t)}$$

$$(20) \quad \frac{\partial \mathcal{V}_{j,t}}{\partial K_{j,t}} = A_t \frac{\partial F_{j,t}}{\partial K_{j,t}} + 1 - \delta$$

$$(21) \quad \lim_{m \rightarrow +\infty} \int_{\Omega} \frac{\rho(A_{t+m})}{\rho_{t+m-1}} \frac{\partial \mathcal{V}_{j,t+m}}{\partial N_{j,t+m}} N_{j,t+m} dA_{t+m} = 0$$

$$(22) \quad \lim_{m \rightarrow +\infty} \int_{\Omega} \frac{\rho(A_{t+m})}{\rho_{t+m-1}} \frac{\partial \mathcal{V}_{j,t+m}}{\partial K_{j,t+m}} K_{j,t+m} dA_{t+m} = 0$$

L'équation (18) reflète l'hypothèse de « libre entrée » : les entrepreneurs continuent d'ouvrir des emplois vacants jusqu'à ce que l'espérance de la valeur marginale de l'emploi de demain (membre de gauche) soit égale à l'espérance du coût de détension d'un emploi vacant (membre de droite) ³⁰. Les équations (17) et (20) permettent d'écrire la relation entre le rendement des actifs financiers et la rentabilité du capital :

$$(23) \quad \int_{\Omega} \frac{\rho(A_{t+1})}{\rho_t} \left(\frac{\partial F_{j,t+1}}{\partial K_{j,t+1}} + 1 - \delta \right) dA_{t+1} = 1$$

Ces conditions d'optimalité sont une reformulation dans un cadre stochastique de celles utilisées par PISSARIDES [1990] (ch. 3).

29. Afin d'alléger les notations, on note $\mathcal{V}_{j,t} = \mathcal{V}_j(\mathcal{E}_{j,t})$.

30. Le ratio $\omega/q(\theta_t)$ représente le produit du coût unitaire par période d'un emploi vacant ω par la durée moyenne de détension de cet emploi vacant $1/q(\theta_t)$.

Conditions d'optimalité du ménage

Suivant SARGENT [1987], on résoud le problème de maximisation sous contraintes du ménage i en dérivant ses choix de l'équation de Bellman suivante³¹ :

$$\mathcal{W}_i(\mathcal{E}_{i,t}) = \alpha_{i,t} \mathcal{W}_i^n(\mathcal{E}_{i,t}^n) + (1 - \alpha_{i,t}) \mathcal{W}_i^u(\mathcal{E}_{i,t}^u) = \max_{C_{i,t}} \mathcal{L}_{i,t}$$

avec

$$\begin{aligned} \mathcal{L}_{i,t} = & \alpha_{i,t} \mathcal{W}_{i,t}^n + (1 - \alpha_{i,t}) \mathcal{W}_{i,t}^u \\ & + \alpha_{i,t} \lambda_{i,t}^n \left[w_t + d_{i,t} + q_i(A_t) - C_{i,t}^n - \tau_t B_{i,t} \right. \\ & \quad \left. - \int \frac{\rho(A_{t+1})}{\rho_t} q_i^n(A_{t+1}) dA_{t+1} \right] \\ & + (1 - \alpha_{i,t}) \lambda_{i,t}^u \left[B_{i,t} + d_{i,t} + q_i(A_t) - C_{i,t}^u - \tau_t B_{i,t} \right. \\ & \quad \left. - \int \frac{\rho(A_{t+1})}{\rho_t} q_i^u(A_{t+1}) dA_{t+1} \right] \end{aligned}$$

Les conditions du premier ordre par rapport à $B_{i,t}$, $C_{i,t}^a$ et $q_i^a(A_{t+1})$ sont :

$$(24) \quad \frac{\partial U}{\partial C_{i,t}^a} = \lambda_{i,t}^a \quad a = n, u$$

$$(25) \quad \alpha_{i,t} \tau_t \lambda_{i,t}^n = (1 - \alpha_{i,t}) (1 - \tau_t) \lambda_{i,t}^u$$

$$(26) \quad \alpha_{i,t} \tau_t \frac{p(A_{t+1})}{\rho_t} \lambda_{i,t}^n = [\alpha_{i,t} (1 - s) + (1 - \alpha_{i,t}) p(\theta_t)] \\ \times \beta \frac{\partial \mathcal{W}_{i,t+1}^n}{\partial q_i^n(A_{t+1})} f(A_{t+1}|A_t)$$

31. On note $\mathcal{W}_i^a(\mathcal{E}_{i,t}^a) = \mathcal{W}_{i,t}^a$ pour $a = n, u$ et $C_{i,t} = \{B_{i,t}, C_{i,t}^a, q_i^a(A_{t+1})\}_{a=n,u}$.

$$\begin{aligned} \mathcal{W}_{i,t}^n &= U(C_{i,t}^n) + \beta \int [(1-s)\mathcal{W}_{i,t+1}^n + s\mathcal{W}_{i,t+1}^u] f(A_{t+1}|A_t) dA_{t+1} \\ \mathcal{W}_{i,t}^u &= U(C_{i,t}^u) + \beta \int [p(\theta_t)\mathcal{W}_{i,t+1}^n + (1-p(\theta_t))\mathcal{W}_{i,t+1}^u] f(A_{t+1}|A_t) dA_{t+1} \end{aligned}$$

$$(27) \quad (1 - \alpha_{i,t}) \tau_t \frac{\rho(A_{t+1})}{\rho_t} \lambda_{i,t}^u = [\alpha_{i,t} s + (1 - \alpha_{i,t})(1 - p(\theta_t))] \\ \times \beta \frac{\partial \mathcal{W}_{i,t+1}^u}{\partial q_i^u(A_{t+1})} f(A_{t+1}|A_t)$$

Sachant que la condition de zéro-profit sur les deux marchés de l'assurance implique $\tau_t = 1 - \alpha_{i,t}$, la condition (25) implique : $\lambda_{i,t}^n = \lambda_{i,t}^u = \lambda_{i,t}$, d'où, en utilisant (24), $C_{i,t}^u = C_{i,t}^n$, $B_{i,t} = w_t$, et donc $q_i^n(A_{t+1}) = q_i^u(A_{t+1}) \forall A_{t+1}$. La condition de l'enveloppe sur la richesse peut alors se réécrire, en utilisant les équations (26) et (27) :

$$(28) \quad \beta \frac{\lambda_{i,t+1}}{\lambda_{i,t}} f(A_{t+1}|A_t) = \frac{\rho(A_{t+1})}{\rho_t} \quad \forall A_{t+1}$$

L'équation d'Euler sur la consommation à l'équilibre général (équation (10) du texte) est obtenue grâce aux équations (23), (24) et (28). Afin de caractériser complètement la solution du problème, il convient d'imposer la condition de transversalité suivante :

$$\lim_{m \rightarrow \infty} E_t [\beta^{t+m} \lambda_{i,t+m} q_i(A_{t+1+m})] = 0.$$

ANNEXE C

Données

Les séries sont issues des comptes trimestriels de l'INSEE (base de Laroque, Ralle, Salanié et Toujas-Bernate [1990] et de la base MEI de l'OCDE.

C_t : consommation des ménages en biens et services marchands (1980FF);
 I_t : investissement total de SQS-EI (1980FF); EFF_t emploi salarié hors secteur financier (en milliers); DD_t : durée hebdomadaire du travail hors secteur financier (en heures); V_t : emplois vacants (OCDE); U_t : chômage total (OCDE); W_t : salaire nominal hors secteur financier; P_t : déflateur du P.I.B.; K_t : stock de capital; POP_t population active totale (y compris contingent, en milliers).

Estimation de Ψ

Les 10 éléments du vecteur Ψ sont obtenus à partir de l'ensemble des 10 conditions d'orthogonalité (système juste-identifié). Les paramètres δ et α sont obtenus à l'aide des équations identifiantes suivantes :

$$E \left[\delta - \left(1 - \frac{K_{t+1}}{K_t} + \frac{I_t}{K_t} \right) \right] = 0$$

$$E \left[\beta^{-1} - \frac{(\alpha(Y_{t+1}/K_{t+1}) + (1 - \delta)) C_t}{C_{t+1}} \right] = 0$$

Les paramètres $\{H_0, s, \gamma\}$ sont identifiés par les conditions d'orthogonalité suivantes :

$$E[(\log(N_{t+1} - (1-s)N_t) - \log(U_t) - \log(H_0) - \gamma(\log(V_t) - \log(U_t)))] = 0$$

$$E[(N_t - N_{t+1}) + H_0 V_t^\gamma U_t^{1-\gamma} - s N_t] (N_t) = 0$$

$$E[(\log(N_{t+1} - (1-s)N_t) - \log(U_t) - \log(H_0) - \gamma(\log(V_t) - \log(U_t)))(\log(V_t) - \log(U_t))] = 0$$

Le paramètre ξ est identifié *via* la condition d'orthogonalité suivante :

$$E \left[w_t - \xi \left\{ (1 - \alpha) (Y_t/N_t) + \omega \gamma_x^t \left(\frac{V_t}{U_t} \right) \right\} \right] \times \left[(1 - \alpha) (Y_t/N_t) + \omega \gamma_x^t \left(\frac{V_t}{U_t} \right) \right] = 0$$

Enfin, les paramètres $\{\bar{A}, \gamma_x, \rho_x, \sigma_x^2\}$ sont identifiés par les conditions d'orthogonalité suivantes :

$$E[\log(x_t) - (1 - \alpha) t \log(\gamma_x) - \log(\bar{x})] X_t = 0$$

$$E[\hat{x}_t - \rho_x \hat{x}_{t-1}] (\hat{x}_{t-1}) = 0$$

$$E[(\hat{x}_t - \rho_x \hat{x}_{t-1})^2 - \sigma_x^2] = 0$$

avec $x_t = A_t \gamma_x^{(1-\alpha)t}$, $\hat{x}_t = \log(x_t) - (1 - \alpha) t \log(\gamma_x) - \log(\bar{x})$ et $X_t = [1, (t/T)]$.

● Références bibliographiques

- ANDREWS, D. (1991). – “Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation”. *Econometrica*, 59 (3), pp. 817-858.
- BEVERIDGE, S., NELSON, C. (1981). – “A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention

- to Measurement of the Business Cycle”, *Journal of Monetary Economics*, 7 (2), pp. 151-174.
- BLANCHARD, O. J., SUMMERS, L. (1986). – “Hysteresis and the European Unemployment Problem”. Volume de *NBER Macroeconomics Annual*, M.I.T. Press, Cambridge.
- BLANCHARD, O. J., SUMMERS, L. (1988). – “Beyond the Natural Rate Hypothesis”. *American Economic Review*. 78 (2), pp. 182-187.
- CAMPBELL, J., MANKIW, N. (1987). – “Permanent and Transitory Components in Macroeconomic Fluctuations”, *American Economic Review Papers and Proceedings*, (77), pp. 111-117.
- CAMPBELL, J., MANKIW, N. (1989). – “International Evidence on the Persistence of Economic Fluctuations”, *Journal of Monetary Economics*, 23 (2), pp. 319-333.
- CHRISTIANO, L., EICHENBAUM, M. (1989). – “Unit Roots in Real GNP: Do we Know and Do we Care?”, *Mimeo*. Carnegie-Rochester Public Policy Conference.
- CLARK, P. (1987). – “The Cyclical Component of the US. Economic Activity”, *Quarterly Journal of Economics*, 102 (4), pp. 797-814.
- COCHRANE, J. (1988). – “How Big is the Random Walk in GNP?”, *Journal of Political Economy*, 96 (5), pp. 893-920.
- DANTHINE, J. P., DONALDSON, J. (1990). – “Efficiency Wages and the Business Cycles Puzzle”, *European Economic Review*, 34 (7), pp. 1275-301.
- DICKEY, D., FULLER, W. (1981). – “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with an Unit Root”, *Econometrica*, 49 (4), pp. 1057-1072.
- DOTSEY, M., MAO, C. (1992). – “How Well Do Linear Approximation Methods Work? The Production Tax Case”, *Journal of Monetary Economics*, 29 (1), pp. 25-58.
- DRÈZE, J. H., BEAN, C. (1990). – “Europe Unemployment Problem”, *MIT Press*, Cambridge, Mass.
- DRÈZE, J. H., MALINVAUD, E. (1994). – “Croissance et emploi : l’ambition d’une initiative européenne”, *Observations et Diagnostics économiques OFCE*, 49, pp. 247-288.
- EBERWEIN, C., KOLLINTZAS, T. (1995). – “A Dynamic Model of Bargaining in a Unionized Firm with Irreversible Investment”, *Annales d’Économie de Statistique*, 37/38, pp. 91-116.
- ESPINOSA, M. P., RHEE, C. (1989). – “Efficient Wage Bargaining as a Repeated Game”, *The Quarterly Journal of Economics*, pp. 565-588.
- FULLER, W. (1976). – *Introduction to Statistical Time Series*, Wiley, New York, 1976.
- FÈVE, P., LANGOT, F. (1993). – “Unemployment and Business Cycle in a Small Open Economy”. *Working paper*, M.A.D., Université de Paris I. A paraître dans *Journal of Economic Dynamics and Control*.
- FÈVE, P., LANGOT, F. (1994). – “The R.B.C. Models through Statistical Inference”, *Journal of Applied Econometrics*, 9 (supplément), pp. 11-36.
- HAIRAULT, J. O., LANGLOT, F., PORTIER, F. (1995). – “Alternative Financing Schemes of Unemployment Benefits and their Consequences on Stabilization, Welfare and Equity”, *Document de travail*, M.A.D., Université de Paris I.
- HAIRAULT, J. O. (1992). – “Présentation et évaluation du courant des cycles réels”, *Économie et Prévision*, 106 (5), pp. 1-19.
- HANSEN, L. (1982). – “Large Simple Properties of generalized Method of Moments Estimators”, *Econometrica*, 50 (4), pp. 1029-1054.
- HÉNIN, P. Y., JOBERT, T. (1993). – “Profits, investissement et chômage”, In HÉNIN P. Y., éditeur, *La persistance du chômage*, p. 217-258, Economica.
- LAFFARGUE, J. P., MALGRANGE P., PUJOL T. (1992). – “Une maquette trimestrielle de l’économie française avec anticipations rationnelles et concurrence monopolistique”, *L’Actualité Économique*, 68, pp. 225-261.

- LAFFARGUE, J. P., (1995). – “A Dynamic Model of the French Economy with Rational Expectations. Monopolistic Competition and Labor Market Bargaining”, *Annales d'Économie et Statistique*, 37/38, pp. 465-530.
- LANGOT, F., PUCCI, M. (1995). – “Unskilled Employment Subsidies in an Intertemporal General Equilibrium Model”, *Working Paper*, M.A.D. Université de Paris I.
- LANGOT, F. (1995). – “Modélisation du chômage dans des modèles d'équilibre général”, *Document de travail*, M.A.D., Université de Paris I.
- LANGOT, F. (1995). – “Unemployment and Real Business Cycle; a Matching Models”. In HÉNIN, P. Y., éditeur, *Advances in Business Cycle Research*, pages 287-325, Springer Verlag, Berlin.
- LAROQUE, G., RALLE, B., SALANIÉ, B., TOUJAS-BERNATE J. (1990). – *Construction d'une base de données trimestrielles longues*. Document de travail, INSEE.
- MALINVAUD, E. (1983). – *Essais sur la théorie du chômage*. Calman Lévy, Paris.
- MORTENSEN, D. (1989). – “Persistence and Indeterminacy of Unemployment in Search Equilibrium”, *The Scandinavian Journal of Economics*, 91, pp. 347-370.
- NEWBY, W., WEST K. (1987). – “Hypothesis Testing with Efficient Method of Moments Estimation”, *International Economic Review*, 28 (3), pp. 703-708.
- NEWBY, W., WEST, K. (1987). – “A Simple, Positive Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix”, *Econometrica*, 55 (3), pp. 703-708.
- OSANO, H., INOUE T. (1991). – “Testing Between Competing Models of Real Business Cycles”, *International Economic Review*, 32 (3), pp. 669-688.
- PERRON, P. (1991). – *Racines unitaires en macroéconomie : le cas d'une variable*. Document de Recherche, Centre de Recherche et Développement Économique, Université de Montréal.
- PHELPS, E. (1970). – *Microeconomic Foundation of Employment and Inflation Theory*. New York: Norton.
- PISSARIDES C. (1990). – *Equilibrium Unemployment Theory*, Basil Blackwell.
- SARGENT T. (1987). – *Dynamic Macroeconomic Theory*. Harvard University Press, Cambridge.
- WATSON M. (1986). – “Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends”, *Journal of Monetary Economics*, 18, pp. 49-75.