

Croissance et chômage à long terme

Fabien Tripier

DANS **ÉCONOMIE & PRÉVISION** 2009/3 n° 189 , PAGES 57 À 74
ÉDITIONS **LA DOCUMENTATION FRANÇAISE**

ISSN 0249-4744

DOI 10.3917/ecop.189.0057

Date de mise en ligne : 01/11/2009

Article disponible en ligne à l'adresse

<https://shs.cairn.info/revue-economie-et-prevision-1-2009-3-page-57?lang=fr>



Découvrir le sommaire de ce numéro, suivre la revue par email, s'abonner...
Scannez ce QR Code pour accéder à la page de ce numéro sur Cairn.info.



Distribution électronique Cairn.info pour La Documentation française.

Vous avez l'autorisation de reproduire cet article dans les limites des conditions d'utilisation de Cairn.info ou, le cas échéant, des conditions générales de la licence souscrite par votre établissement. Détails et conditions sur cairn.info/copyright.

Sauf dispositions légales contraires, les usages numériques à des fins pédagogiques des présentes ressources sont soumises à l'autorisation de l'Éditeur ou, le cas échéant, de l'organisme de gestion collective habilité à cet effet. Il en est ainsi notamment en France avec le CFC qui est l'organisme agréé en la matière.

Croissance et chômage à long terme

Fabien Tripier^(*)

La croissance économique et le chômage sont au cœur des objectifs des politiques économiques. Si la relation entre ces deux variables est relativement bien comprise à court terme, c'est-à-dire au cours du cycle économique, il n'en n'est pas de même à long terme, c'est-à-dire au niveau structurel. Les analyses de long terme de la croissance et du chômage se sont en effet d'abord développées dans des cadres distincts mettant en avant des déterminants spécifiques (comme la R&D pour la croissance ou les coûts de licenciement pour le chômage) et ce n'est que relativement récemment, au cours des années quatre vingt dix, qu'un cadre d'analyse commun de ces deux fondamentaux de l'économie s'est développé. Ce cadre d'analyse a vocation à expliquer les évolutions de long terme de la croissance et du chômage ainsi que de permettre une meilleure évaluation des politiques économiques par la prise en compte des interactions entre ces variables.

Les premières études sur ce cadre d'analyse montrent qu'un changement du taux de croissance de long terme entraîne une modification permanente du taux de chômage d'équilibre. Le sens de cette modification est par contre difficile à déterminer compte tenu de la présence de plusieurs mécanismes aux conséquences opposées. D'un point de vue théorique, le signe de la relation de long terme croissance – chômage est donc indéterminé. Face à cette indétermination sur le plan théorique, le premier objectif de cet article est d'apporter des éléments d'information sur le plan empirique. Le second objectif de cet article est d'apporter une explication théorique à cette relation basée sur le salaire d'efficience.

Pour mesurer empiriquement la relation de long terme croissance – chômage, je propose d'utiliser les méthodes d'analyse dans le domaine des fréquences. Ces méthodes permettent de caractériser la relation entre deux variables selon l'horizon temporel considéré, du très court terme au long terme. L'application de deux méthodes différentes conduit à des résultats très proches pour les États-Unis sur la période 1948-2004 et pour les autres pays du G7 (Canada, Japon, Grande-Bretagne, France, Italie, Allemagne) sur la période 1960-2004. Les taux de croissance et de chômage se révèlent négativement corrélés à long terme dans tous les pays avec néanmoins des différences d'intensité. La relation est plus forte au Japon et dans les économies d'Europe continentale (France, Italie et Allemagne) que dans les économies anglo-saxonnes (États-Unis, Canada et Grande-Bretagne). Cette conclusion va dans le même sens qu'un ensemble de travaux récents qui, sur la base d'autres données et d'autres méthodes, concluent également à une relation de long terme négative.

Pour expliquer cette relation de long terme négative, le mécanisme traditionnellement invoqué est celui de l'effet de capitalisation décrit dans le cadre du modèle d'appariement. Néanmoins, plusieurs limites sont apparues concernant cet effet motivant la recherche de mécanismes alternatifs pour l'explication d'une relation négative à long terme entre la croissance et le

(*) Lemna (Laboratoire d'Économie et de Management de Nantes-Atlantique), Université de Nantes.
E-mail: Fabien.tripier@univ-nantes.fr.

Je remercie les deux rapporteurs anonymes pour leurs remarques et suggestions, en restant seul responsable des erreurs et insuffisances restantes.

Accpté le 10 mars 2008

chômage. Dans cette optique, je propose de m'écarter des analyses basées sur la formation des relations d'emploi en présence de frictions d'échange pour évaluer le rôle du salaire de référence au sein de la relation d'emploi.

La notion de salaire de référence est introduite dans une version dynamique du modèle de salaire d'efficiencé basé sur le don contre don. Dans ce modèle de salaire d'efficiencé, les travailleurs comparent leur salaire à un salaire de référence pour apprécier la satisfaction que leur procure leur relation d'emploi. Ils sont d'autant plus enclins à fournir un effort important qu'ils sont satisfaits. La nouveauté par rapport au cadre traditionnel est que la satisfaction ne s'évalue pas uniquement par rapport à la situation courante sur le marché du travail, mais aussi par rapport aux situations passées. Un travailleur fournit un effort conséquent soit parce qu'il perçoit un salaire relativement élevé par rapport aux salaires passés, soit parce qu'il échappe à un risque important de chômage. Si la croissance des salaires est faible (respectivement forte), un risque de chômage élevé (respectivement faible) est nécessaire pour inciter les travailleurs à offrir un effort conséquent. La croissance et le chômage sont donc négativement reliés.

Après avoir décrit ce mécanisme théorique, les prédictions quantitatives de ce modèle sont confrontées aux observations empiriques. Pour chaque pays considéré, le modèle est étalonné pour reproduire la corrélation de long terme entre la croissance et le chômage. L'étalonnage est ensuite utilisé pour simuler des trajectoires de long terme du taux de chômage associées à celles observées pour le taux de croissance. Ces trajectoires simulées sont comparées aux trajectoires observées. Les résultats du modèle sont satisfaisants, c'est-à-dire que les trajectoires observée et simulée de taux de chômage sont fortement corrélées entre elles. La comparaison des résultats entre les pays suggère que des différences de taux de croissance contribuent de manière importante aux différences observées de taux de chômage. Il convient de souligner que l'analyse a été centrée sur les modèles de croissance exogène mettant l'accent sur le marché du travail. Une approche différente aurait pu être suivie, mettant l'accent sur l'origine de la croissance de la productivité dans le cadre des théories de la croissance endogène. Une voie de recherche future consisterait à évaluer la pertinence quantitative des mécanismes associés à ces théories au regard des faits stylisés décrits dans cet article.

L'étude de la relation croissance – chômage a été profondément renouvelée au début des années 1990 par les contributions de Pissarides (2000)⁽¹⁾ et d'Aghion et Howitt (1994). Ces auteurs ont proposé d'inclure le taux de croissance de long terme parmi les déterminants du taux de chômage d'équilibre au même titre que l'assurance chômage, le salaire minimum ou encore la fiscalité. L'originalité de cette proposition est de se situer dans le long terme, le progrès technique n'ayant que des effets transitoires sur le taux de chômage d'équilibre dans l'approche traditionnelle⁽²⁾. L'approche alternative développée par Pissarides (2000) et Aghion et Howitt (1994) est fondée sur la rencontre des théories de la croissance et de celles des imperfections du marché du travail. Cette rencontre se concrétise par l'élaboration de modèles macroéconomiques contenant une source de croissance et un taux de chômage d'équilibre⁽³⁾. En étudiant les propriétés de long terme de ces modèles, les auteurs montrent qu'un changement du taux de croissance de long terme entraîne une modification permanente du taux de chômage d'équilibre⁽⁴⁾. Le sens de cette modification est par contre difficile à déterminer compte tenu de la présence de plusieurs mécanismes aux conséquences opposées. Par l'effet de capitalisation (lié à l'actualisation des profits), la croissance stimule la création d'emplois, tandis que par les effets de destruction créatrice (liés à l'obsolescence technologique) elle crée du chômage⁽⁵⁾. Dans ces modèles, le signe de la relation de long terme croissance – chômage est donc indéterminé. Face à cette indétermination sur le plan théorique, le premier objectif de cet article est d'apporter des éléments d'information sur le plan empirique.

Pour mesurer empiriquement la relation de long terme croissance – chômage, je propose d'utiliser les méthodes d'analyse dans le domaine des fréquences. Dans Tripier (2006), je montre comment ces méthodes permettent d'identifier une relation négative dans le cas des États-Unis. L'extension de cette analyse à l'ensemble des pays du G7 permet d'apprécier la robustesse de cette conclusion et d'évaluer dans quelle mesure la relation croissance – chômage diffère entre ces pays par ailleurs bien connus pour leurs différences d'organisation du marché du travail. L'application de deux méthodes différentes (par l'estimation de la densité spectrale ou par l'application de filtres à bande passante) conduit à des résultats très proches pour les États-Unis sur la période 1948-2004 et pour les autres pays du G7 (Canada, Japon, Grande-Bretagne, France, Italie, Allemagne) sur la période 1960-2004. Les taux de croissance et de chômage se révèlent négativement corrélés à long terme dans tous les pays avec néanmoins des différences d'intensité. La relation est plus forte au Japon et dans les économies d'Europe continentale (France, Italie et Allemagne) que dans les économies anglo-saxonnes (États-Unis, Canada et Grande-Bretagne). Cette conclusion va dans le

même sens qu'un ensemble de travaux récents qui, sur la base d'autres données et d'autres méthodes, concluent également à une relation de long terme négative⁽⁶⁾.

Le second objectif de cet article est d'apporter une explication théorique à cette relation. Les effets de destruction créatrice ne peuvent naturellement pas être mobilisés puisqu'ils relient positivement croissance et chômage. En revanche, l'effet de capitalisation pourrait expliquer ce type de relation, mais ce mécanisme fait face à deux limites. La première limite provient des hypothèses restrictives sur les préférences nécessaires. Pour que l'effet de capitalisation opère, il faut que le taux d'intérêt soit être très peu sensible au taux de croissance, voire exogène. En termes de préférence des consommateurs, cela signifie une élasticité de substitution intertemporelle de la consommation très au-delà de ce qui est généralement considérée en macroéconomie⁽⁷⁾. Cette limite est bien connue depuis Erickson (1997) et fait l'objet d'une discussion approfondie dans Pissarides (2000), ces deux auteurs appelant à l'examen de mécanismes complémentaires. La seconde limite, mise en lumière plus récemment par Pissarides et Vallanti (2007), porte sur l'intensité de la relation. Sous les hypothèses habituelles du modèle d'appariement, l'effet négatif de la croissance sur le chômage est de très faible ampleur au regard des grandes variations observées des taux de chômage en Europe et aux États-Unis. Ces deux limites motivent la recherche de mécanismes alternatifs à l'effet de capitalisation pour l'explication de la relation de long terme entre la croissance et le chômage. Dans cette optique, je propose de m'écarter de ces analyses basées sur la formation des relations d'emploi en présence de frictions d'échange pour évaluer le rôle du salaire de référence au sein de la relation d'emploi.

La notion de salaire de référence est introduite dans le cadre des versions dynamiques du modèle de salaire d'efficacité d'Akerlof (1982) proposées par Collard et de la Croix (2000), de la Croix, Palm et Urbain (2000) et Ball et Moffit (2002). Dans ces modèles, les travailleurs comparent leur salaire à un salaire de référence pour apprécier la satisfaction que leur procure leur relation d'emploi. Ils sont d'autant plus enclins à fournir un effort important qu'ils sont satisfaits. La nouveauté par rapport au cadre initial d'Akerlof (1982) est que la satisfaction ne s'évalue pas uniquement par rapport à la situation courante sur le marché du travail, mais aussi par rapport aux situations passées. Un travailleur fournit un effort conséquent soit parce qu'il perçoit un salaire relativement élevé par rapport aux salaires passés, soit parce qu'il échappe à un risque important de chômage. Si la croissance des salaires est faible (respectivement forte), un risque de chômage élevé (respectivement faible) est nécessaire pour inciter les travailleurs à offrir un effort conséquent. La croissance et le chômage sont donc négativement

reliés. Une hausse permanente de la croissance de la productivité du travail permet aux entreprises d'augmenter les salaires à un rythme plus élevé, ce qui accroît la satisfaction des salariés et diminue de manière permanente le taux de chômage d'équilibre.

Après avoir décrit ce mécanisme théorique, les prédictions quantitatives de ce modèle sont confrontées aux observations empiriques. Pour chaque pays considéré, le modèle est étalonné pour reproduire la corrélation de long terme entre la croissance et le chômage. L'étalonnage est ensuite utilisé pour simuler des trajectoires de long terme du taux de chômage associées à celles observées pour le taux de croissance. Ces trajectoires simulées sont comparées aux trajectoires observées. Cet exercice est mené pour deux bandes de fréquences correspondant à des cycles d'une périodicité supérieure à 8 ou 16 années. Dans ce dernier cas, les résultats du modèle sont très satisfaisants, c'est-à-dire que les trajectoires observée et simulée de taux de chômage sont fortement corrélées entre elles. La comparaison des résultats entre les pays suggère que des différences de taux de croissance contribuent de manière importante aux différences observées de taux de chômage.

L'article est organisé de la manière suivante. La méthode empirique est décrite et appliquée dans la deuxième partie. Le modèle théorique est présenté dans la troisième partie et confronté aux observations empiriques dans la quatrième partie. En guise de conclusion, la dernière partie contient une brève discussion des résultats.

Périodicité des fluctuations, croissance et chômage

L'objet de cette partie est de mesurer les comouvements entre la croissance de la productivité et le chômage selon la périodicité des fluctuations en se plaçant dans le domaine des fréquences.

Méthodes⁽⁸⁾

L'analyse dans le domaine des fréquences (ou analyse spectrale) apporte une information complémentaire aux analyses plus traditionnelles dans le domaine temporel. Le principe de l'analyse spectrale est de décomposer dans le domaine des fréquences les moments d'ordre deux des séries chronologiques (variance, covariance et corrélation). Pour interpréter cette décomposition, on utilise la relation entre la fréquence ω comprise dans l'intervalle $[0, \pi]$ et la période d , définie comme la durée nécessaire pour que le processus réalise un cycle complet. Cette relation est la suivante :

$$(1) \quad d = 2\pi / \omega$$

La fréquence la plus haute ($\omega = \pi$) correspond à des cycles courts, d'une période de deux unités de temps, et la fréquence la plus basse ($\omega = 0$) correspond au long terme, plus précisément à des cycles dont la durée de réalisation est infinie. Ainsi, en allant des basses vers les hautes fréquences, on passe d'une analyse de longue période à une analyse de courte période.

Il est souvent utile de décomposer l'intervalle $[0, \pi]$ en plusieurs intervalles, appelés bandes de fréquences, représentant chacun un horizon temporel. Dans la suite, Ω désigne une bande de fréquences avec $\Omega = [\underline{\omega}, \bar{\omega}]$, $\underline{\omega} < \bar{\omega}$, et sachant que $\underline{\omega} \in [0, \pi]$ et $\bar{\omega} \in [0, \pi]$. Pour des séries trimestrielles, la décomposition suivante est habituellement retenue en macroéconomie. La bande des basses fréquences $[0, \pi/16]$ correspond au long terme (c'est-à-dire des à cycles de 8 années et plus), la bande des moyennes fréquences $[\pi/16, \pi/3]$ correspond au cycle d'activité (c'est-à-dire à des cycles compris entre 1,5 et 8 années) et la bande des hautes fréquences $[\pi/3, \pi]$ correspond au court terme (c'est-à-dire à des cycles inférieurs à 1,5 années).

Pour définir la densité spectrale, on considère le processus stochastique, stationnaire et de moyenne nulle noté X_t . Ce processus est caractérisé dans le domaine temporel par les matrices d'autocovariance G_k associées aux horizons $k \in]-\infty, \infty[$ et dans le domaine des fréquences par la densité spectrale $S(\omega)$ associée aux fréquences $\omega \in [0, \pi]$ ⁽⁹⁾ avec la relation suivante :

$$(2) \quad S(\omega) = \frac{1}{2\pi} \sum_{k=-\infty}^{\infty} G_k e^{i\omega k}$$

La densité spectrale du processus X_t est la transformée de Fourier de ses matrices d'autocovariance. Dans le cas bivarié considéré par la suite, la densité spectrale associée à la fréquence ω est de dimension 2×2 et s'écrit :

$$(3) \quad S(\omega) = \begin{bmatrix} S_g(\omega) & S_{gu}(\omega) \\ S_{ug}(\omega) & S_u(\omega) \end{bmatrix}$$

où les deux composantes du processus X_t sont g_t et u_t . Les termes sur la diagonale, $S_g(\omega)$ et $S_u(\omega)$, sont les spectres des séries g et u et les termes hors de la diagonale, $S_{gu}(\omega)$ et $S_{ug}(\omega)$, sont les spectres croisés (*cross spectrum*) entre g et u - on notera qu'ils sont égaux $S_{gu}(\omega) = S_{ug}(\omega)$. La relation entre la densité spectrale et les matrices d'autocovariance permet de mesurer la contribution des différentes fréquences (c'est-à-dire des différentes périodicités des fluctuations) aux moments d'ordre deux.

Pour mesurer la contribution des différentes fréquences à la variance de la série x (pour $x = g, u$) on calcule l'intégrale du spectre $\tilde{S}_x(\Omega) = \int_{\Omega} S_x(\omega) d\omega$ qui s'interprète comme la

variance de la série x imputable à des cycles de fréquences Ω . Par exemple, si Ω est l'ensemble des fréquences (*i.e.*, $\Omega = [0, \pi]$), $\tilde{S}_g(\Omega)$, donne la variance de g par contre si Ω est la bande des moyennes fréquences

(*i.e.*, $\Omega = [\pi/16, \pi/3]$), $\tilde{S}_g(\Omega)$, donne la variance imputable aux cycles compris entre 1,5 et 8 années (c'est-à-dire le cycle d'activité). L'interprétation est identique pour les bandes des hautes et basses fréquences.

Pour mesurer les comouvements entre les séries, deux mesures fondées sur le spectre croisé peuvent être utilisées. La première est le cospectre qui est la partie réelle du spectre croisé :

$$(4) C_{gu}(\omega) = \text{real}(S_{gu}(\omega))$$

L'intégrale du cospectre $\tilde{C}_{gu}(\Omega) = \int_{\Omega} C_{gu}(\omega) d\omega$ s'interprète comme la covariance entre les séries g et u imputable à des cycles de fréquences Ω . À nouveau, si l'on prend la totalité des fréquences (*i.e.*, pour $\Omega = [0, \pi]$), on obtient la covariance totale. Par contre si l'on considère uniquement les basses, moyennes ou hautes fréquences, on obtient la covariance imputable à des cycles de longue, moyenne ou courte période. La deuxième mesure des comouvements, la corrélation dynamique, a été proposée par Croux, Forni et Reichlin (2001) et est définie comme suit :

$$(5) D_{gu}(\omega) = C_{gu}(\omega) / \sqrt{S_g(\omega) S_u(\omega)}$$

L'intégrale de la corrélation dynamique $\tilde{D}_{gu}(\Omega) = \int_{\Omega} D_{gu}(\omega) d\omega$ s'interprète comme la corrélation entre les séries g et u imputable à des cycles de fréquences Ω .

L'analyse dans le domaine des fréquences est aussi à la base de filtres d'extraction des composantes cycliques des séries chronologiques. Le plus connu, le filtre d'Hodrick et Prescott (1997) dit HP, est un filtre à haute fréquence : pour une fréquence donnée $\underline{\omega}$ le filtre extrait d'une série la composante associée aux cycles d'une fréquence supérieure ou égale à $\underline{\omega}$ (soit pour la bande de fréquences $\Omega = [\underline{\omega}, \pi]$). D'autres filtres dits à bande passante ont été développés plus récemment, notamment par Baxter et King (1999) et Christiano et Fitzgerald (2003). L'avantage de ces filtres est de pouvoir extraire les composantes associées à n'importe quelle bande de fréquence $\Omega = [\underline{\omega}, \bar{\omega}]$ avec $0 \leq \underline{\omega} < \bar{\omega} \leq \pi$. Les filtres proposés par ces auteurs sont des approximations du filtre idéal qui permettrait d'extraire exactement la composante recherchée des séries temporelles.

Résultats⁽¹⁰⁾

Pour les États-Unis on dispose de séries trimestrielles sur la période 1948-2004 mesurant la productivité du travail et le taux de chômage. La densité spectrale est déduite de l'estimation d'un VAR(6) pour le processus $X_t = [g_t, u_t]$ où g_t est la différence première du logarithme de la productivité du travail et u_t est le taux de chômage. La figure 1 reporte les spectres de g (1a) et de u (1b), le cospectre (1c) et la corrélation dynamique (1d).

Le spectre du taux de croissance de la productivité est caractérisé par trois pics : deux aux fréquences extrêmes ($\omega = 0$ et $\omega = \pi$) et le troisième dans la bande des fréquences du cycle d'activité. La présence de ces trois pics s'interprète comme une égale contribution de l'ensemble des fréquences à la variance du taux de croissance de la productivité. La situation est très différente pour le taux de chômage. Le spectre a sa valeur la plus élevée en fréquence nulle, $\omega = 0$, puis décroît lorsqu'on considère des fréquences plus élevées. Les basses fréquences contribuent clairement plus que les moyennes et hautes fréquences à la variance du taux de chômage.

La périodicité des fluctuations apparaît aussi être déterminante pour apprécier les comouvements entre la croissance de la productivité et le taux de chômage. Les deux mesures retenues indiquent de forts changements dans la nature de ces comouvements selon la fréquence considérée, à la fois en termes d'intensité et de signe. Croissance et chômage sont négativement reliés à long terme, positivement au cours du cycle d'activité et, dans une moindre mesure, négativement reliés à court terme. Le tableau 1 reporte les coefficients de corrélation par bande de fréquences. Les fortes différences observées entre les différentes bandes de fréquences soulignent l'importance de la périodicité des fluctuations pour comprendre les relations entre ces variables.

Ces résultats sont complétés par l'application du filtre à bande passante de Christiano et Fitzgerald (2003). L'application de ce filtre permet d'extraire les composantes des séries associées aux bandes de fréquences retenues, de représenter leurs évolutions historiques et de comparer les résultats en terme de comouvements avec ceux obtenus précédemment. La figure 2 reporte les historiques des différentes composantes et le tableau 1 les coefficients de corrélation correspondants. Concernant les

Tableau 1 : coefficient de corrélation entre g et u selon la périodicité des fluctuations États-Unis (1948-2004)

	Périodicité			
	Toutes	Long terme	Cycle d'activité	Court terme
Corrélation dynamique	0,066	-0,465	0,552	-0,111
Filtre à bande passante	0,052	-0,398	0,564	-0,091

Figure 1 : représentation dans le domaine des fréquences des spectres du taux de croissance de la productivité (1a) et du taux de chômage (1b), du cospectre (1c) et de la corrélation dynamique (1d)

Figure 1a : spectre de g

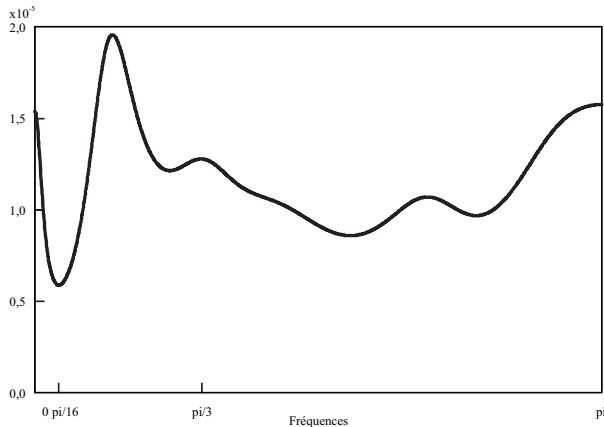


Figure 1b : spectre de u

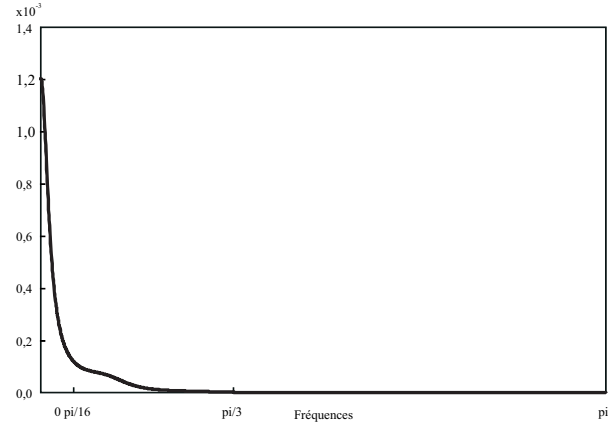


Figure 1c : cospectre

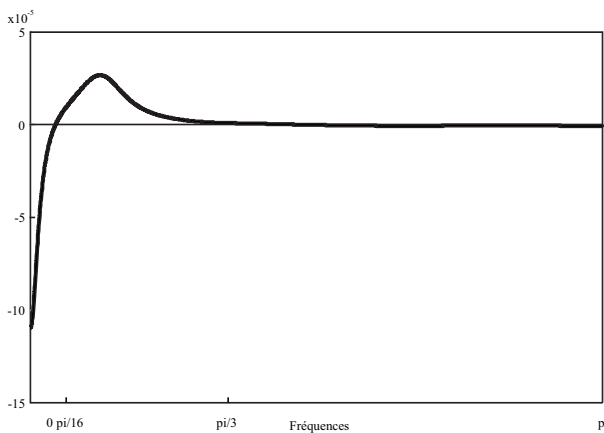
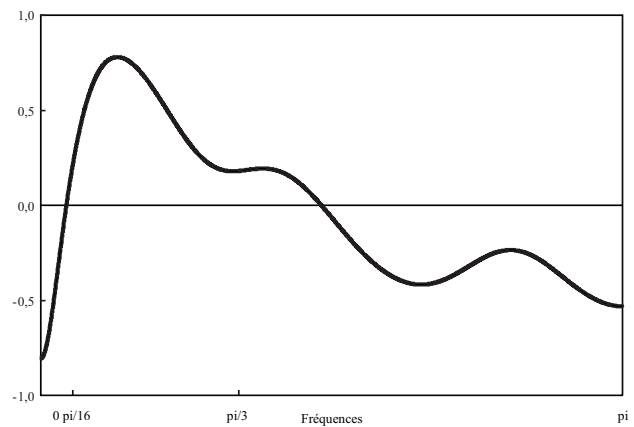


Figure 1d : corrélation dynamique



coefficients de corrélation, la même conclusion s'impose : croissance et chômage sont reliés positivement au cours du cycle d'activité et négativement à long terme et (dans une moindre mesure) à très court terme. Les figures (2c) et (2d) indiquent clairement l'origine des comouvements négatifs à long terme. La longue phase de ralentissement du taux de croissance débutée dans les années 1970 a été concomitante d'une progression soutenue du taux de chômage. De manière symétrique, la période de croissance des gains de productivité, particulièrement forte dans les années 1990, s'est produite dans un contexte de baisse durable du taux de chômage.

Les mêmes mesures des comouvements sont appliquées aux pays du G7 sur la période 1960-2004 en utilisant les données trimestrielles issues des Perspectives de l'OCDE. Pour chaque pays, les coefficients de corrélation par bande de fréquences sont calculés soit par la corrélation dynamique soit par l'application du filtre à bande passante (voir tableau 2 et figure 3).

À nouveau, les deux méthodes conduisent à des valeurs proches des coefficients de corrélation pour

tous les pays et pour toutes les bandes de fréquences. Cette configuration tend à conforter la robustesse des résultats obtenus. Ensuite, il est remarquable de constater que la configuration observée pour les États-Unis sur l'ensemble de l'après-guerre, se retrouve pour tous ces pays sur cette période. Dans tous les cas, on observe un changement du signe et de l'intensité de la corrélation selon la bande de fréquences. Les résultats sont très proches entre tous les pays : la corrélation est fortement négative à long terme et fortement positive pour le cycle d'activité.

L'examen de l'ensemble de la corrélation dynamique (figure 3) permet d'affiner ce constat. Pour les hautes fréquences, la situation est très variable d'un pays à l'autre. Pour les basses et moyennes fréquences, la même configuration se retrouve dans tous les pays : la corrélation dynamique prend sa valeur la plus faible en fréquence nulle puis croît jusqu'à atteindre son maximum au sein des fréquences du cycle d'activité, ensuite son évolution diffère d'un pays à l'autre.

Pour finir, un écart notable apparaît entre les valeurs de la corrélation de long terme des économies d'Europe continentale (France, Allemagne et Italie)

Figure 2 : décomposition du taux de croissance de la productivité et de taux de chômage aux États-Unis (1948-2004) selon la périodicité des fluctuations : à court terme (2a), au cours du cycle d'activité (2b), à long terme (2c) et à très long terme (2d)

Figure 2a : cycles entre 0,5 et 1,5 années

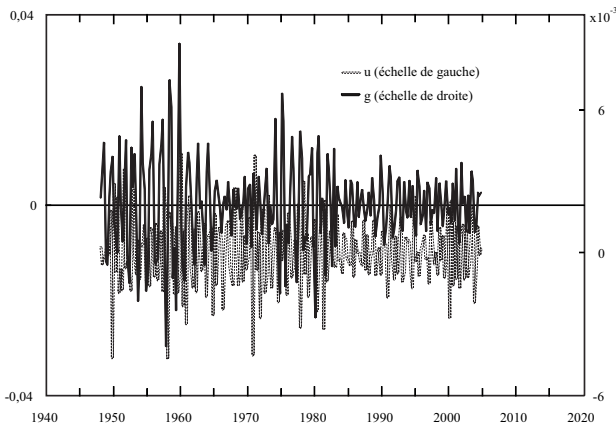


Figure 2b : cycles entre 1,5 et 8 années

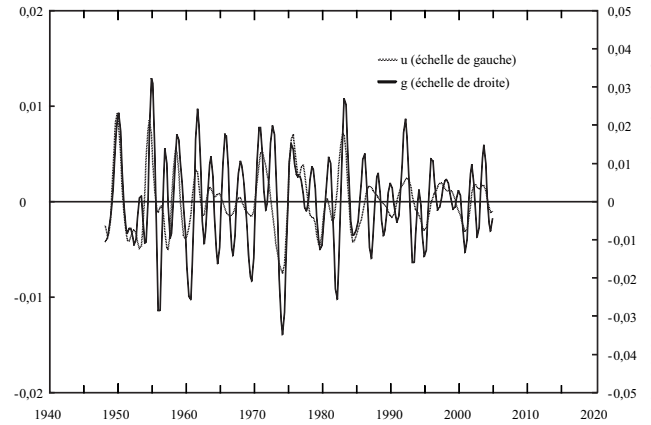


Figure 2c : cycles supérieurs à 8 années

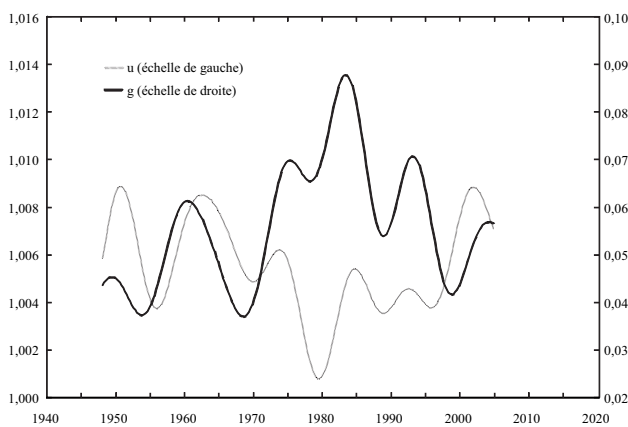


Figure 2d : cycles supérieurs à 16 années

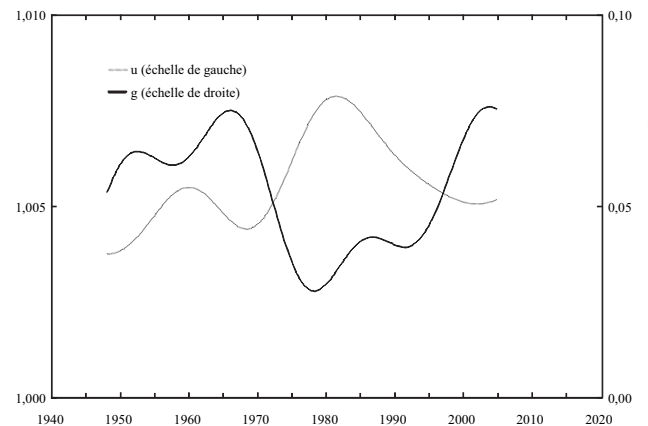


Tableau 2 : coefficient de corrélation entre g et u selon la périodicité des fluctuations Pays du G7 (1960-2004)

Pays	Méthodes : corrélation dynamique (CD) et Filtre à Bande Passante (FBP)				
	Méthode	Périodicités			
		Toutes	Long terme	Cycle d'activité	Court terme
France	CD	-0,2741	-0,7816	0,3441	0,0185
	FBP	-0,4185	-0,8278	0,3358	0,0119
Italie	CD	-0,1904	-0,6381	0,3418	0,1247
	FBP	-0,2945	-0,7063	0,3432	0,1415
Allemagne	CD	-0,2302	-0,7639	0,3438	0,0645
	FBP	-0,2189	-0,7084	0,3750	0,0184
Japon	CD	-0,6816	-0,8945	0,1212	0,1935
	FBP	-0,3702	-0,5978	0,2112	0,1402
Grande-Bretagne	CD	0,0001	-0,2602	0,5249	0,0301
	FBP	0,0014	-0,2992	0,5526	0,0385
Canada	CD	0,0102	-0,1848	0,3684	0,1251
	FBP	-0,0185	-0,3446	0,3612	0,1259

et celles des économies anglo-saxonnes (Canada, Grande Bretagne et États-Unis) : la relation de long terme étant plus forte pour les premières que pour les secondes.

Figure 3 : représentation dans le domaine des fréquences de la corrélation dynamique pour les pays du G7 (hors États-Unis)

Figure 3a : France

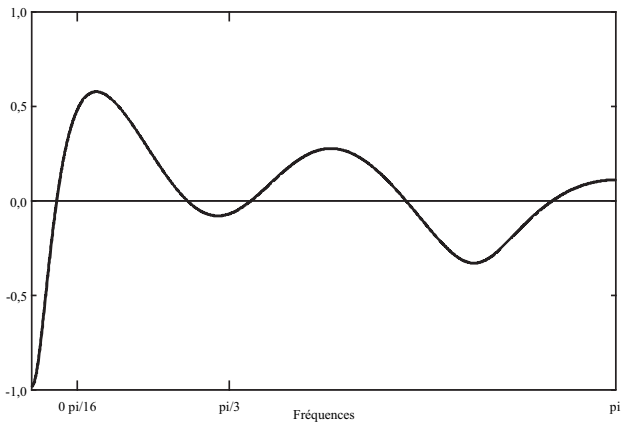


Figure 3b : Italie

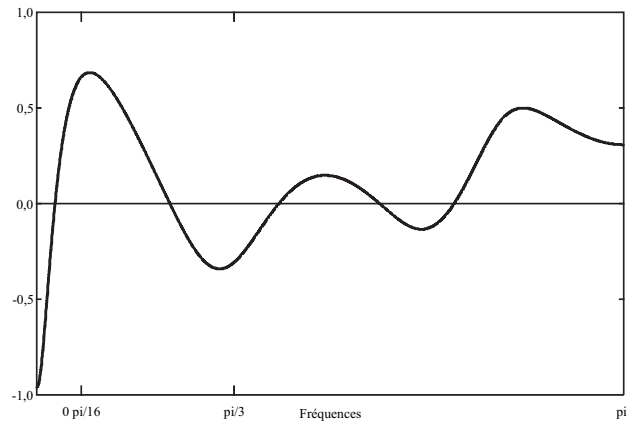


Figure 3c : Allemagne

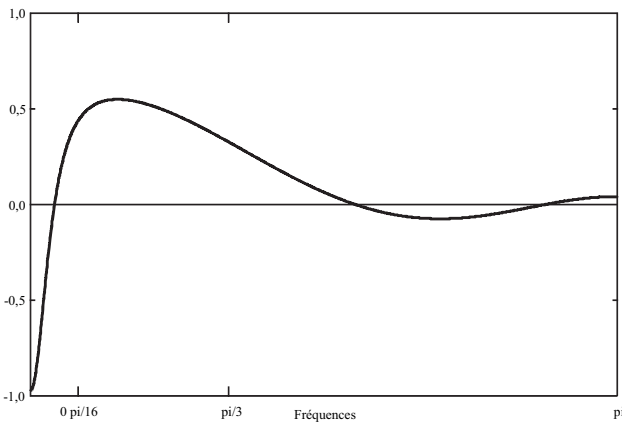


Figure 3d : Japon

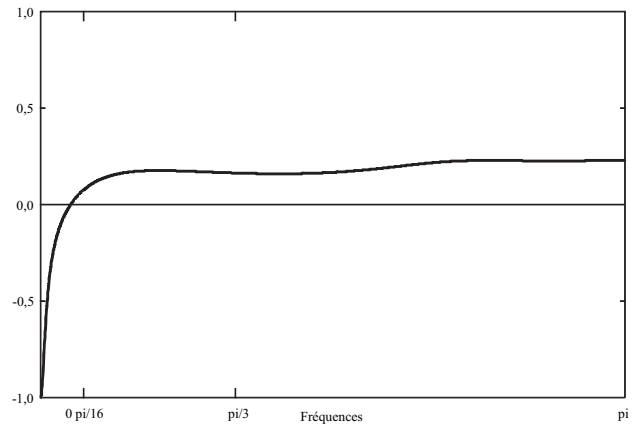


Figure 3e : Grande-Bretagne

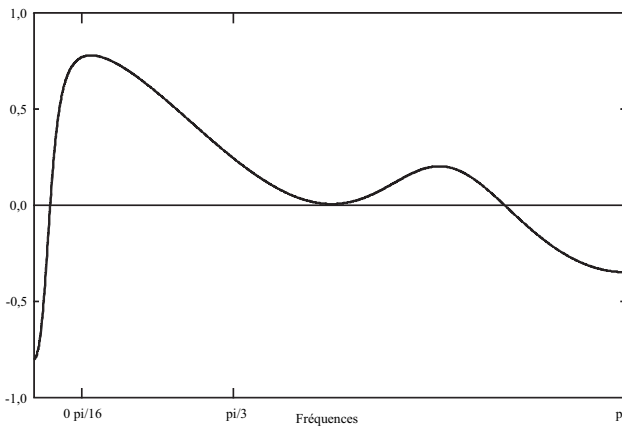
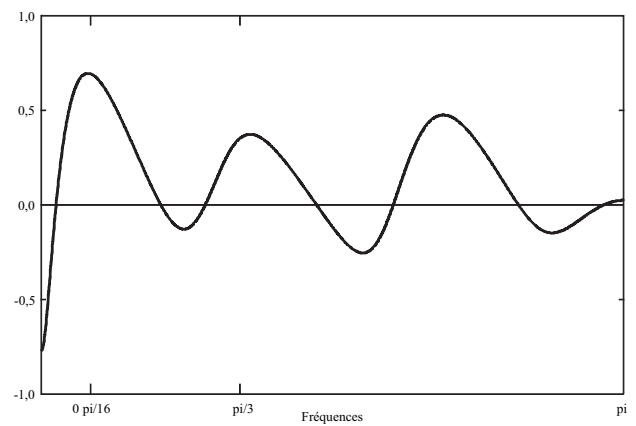


Figure 3f : Canada



Salaire d'efficience, croissance et chômage

Dans cette section, je propose d'expliquer la forte relation de long terme⁽¹¹⁾ entre la croissance de la productivité et le chômage à partir de la version dynamique du modèle de salaire d'efficience d'Akerlof (1982).

Versions statique et dynamique du salaire d'efficience

Dans le modèle du salaire d'efficience, le salaire est choisi par l'employeur afin d'obtenir le niveau d'effort qu'il souhaite de ses employés. Parmi les différentes versions de ce modèle, celle d'Akerlof (1982) fonde la relation entre le salaire versé et l'effort fourni sur le principe du *don contre don* : en échange d'un traitement perçu comme favorable par le travailleur, il va consentir à offrir en contrepartie un effort conséquent. Dans ce contexte, la question importante est comment le travailleur évalue-t-il le traitement dont il fait l'objet ? Chez Akerlof (1982), le travailleur tient compte de ses opportunités hors de la relation d'emploi. Il compare sa situation avec celle des autres travailleurs occupés de l'économie et avec celle des travailleurs au chômage. Le modèle est statique au sens où seule la situation contemporaine (ou intratemporelle) compte pour la détermination de l'équilibre sur le marché du travail.

Les récentes contributions de de la Croix, Palm et Urbain (2000), Collard et de la Croix (2000) et Ball et Moffit (2002) ont proposé d'enrichir ce modèle en incluant une dimension dynamique. Pour apprécier sa situation, un travailleur regarde la situation contemporaine de ses pairs sur le marché du travail mais aussi la situation passée : le salaire d'efficience devient dynamique. L'introduction de cette dimension intertemporelle dans le salaire d'efficience entraîne une relation négative entre la croissance des salaires (égale dans ces modèles à celle de la productivité du travail) et le chômage. Le mécanisme sous-jacent se comprend aisément en raisonnant à effort constant (ce qui sera le cas dans le modèle proposé ci-dessous).

Les travailleurs fournissent un effort constant si leur satisfaction liée à leur relation d'emploi est inchangée. Deux variables affectent cette satisfaction : la croissance du salaire et le chômage. Le point important que ces deux variables l'affectent positivement. Pour la première variable, on comprend aisément qu'un travailleur sera d'autant plus satisfait que le salaire qui lui est versé aujourd'hui est élevé par rapport aux salaires versés aux périodes précédentes. Pour comprendre que le chômage affecte positivement la satisfaction du

travailleur, il faut garder à l'esprit qu'elle porte sur la satisfaction liée à une relation d'emploi et non sur la satisfaction globale (ou l'utilité totale) du travailleur. Détenir un emploi est d'autant plus satisfaisant que le risque de chômage est élevé. Pour que les travailleurs soient incités à fournir un effort identique, croissance et chômage doivent évoluer en sens contraire. Une croissance de la productivité moindre fait que les employeurs ne peuvent plus offrir des augmentations de salaires aussi importantes que dans le passé. Cela se traduit par une détérioration de la relation d'emploi : les travailleurs sont moins satisfaits et donc moins enclins à fournir un effort important. Une hausse du chômage dans l'économie est alors nécessaire pour assurer l'équilibre du marché du travail. Elle agit en sens opposé, en augmentant la satisfaction des travailleurs qui sont ainsi incités à maintenir leur niveau d'effort. À l'inverse, une forte croissance de la productivité permet aux employeurs d'offrir d'importantes augmentations de salaires rendant moins nécessaire le risque de chômage pour inciter les travailleurs à fournir l'effort désiré.

La fonction d'effort

La fonction d'effort est au centre du modèle de salaire d'efficience fondé sur le don contre don. Elle exprime l'effort fourni par le travailleur en fonction de son salaire et d'un salaire de référence qui dépend des variables agrégées sur le marché du travail. Dans la suite, on distingue deux salaires de référence. Le premier, noté w_t^a , est intratemporel – il dépend de la situation courante sur le marché du travail – et le second, noté w_t^p , est intertemporel – il dépend des situations passées sur le marché du travail. La fonction d'effort est spécifiée de la manière suivante :

$$(6) \quad e_t = e(w_t / w_t^a, w_t / w_t^p) \\ = \delta_c + \delta_a \log(w_t / w_t^a) + \delta_p \log(w_t / w_t^p)$$

où w_t est le salaire perçu qui est comparé aux deux salaires de référence, w_t^a et w_t^p , avec $\delta_c > 0$, $\delta_a > 0$ et $\delta_p > 0$. Le paramètre δ_c est une simple constante d'échelle. Les paramètres δ_a et δ_p mesurent l'importance des salaires de référence intratemporel et intertemporel, respectivement, dans le choix de l'effort par le travailleur. La spécification en logarithme des salaires relatifs est très courante (voir Danthine et Donaldson, 1990, et Collard et de la Croix, 2000, par exemple). Elle conduit à un effort constant et permet ainsi de simplifier la solution du modèle.

Pour compléter la spécification de la fonction d'effort, il faut expliciter les salaires de référence w_t^a et w_t^p . Le salaire de référence intratemporel est traditionnellement déterminé à partir d'une

moyenne géométrique faisant intervenir les indemnités chômage, notées b_t , et le salaire moyen dans l'économie, noté \bar{w}_t :

$$(7) w_t^a = \bar{w}_t^{n_t} b_t^{u_t}$$

où u_t est le taux de chômage et $n_t = 1 - u_t$ le taux d'emploi. Pour le salaire de référence intertemporel, on considère le processus suivant :

$$(8) u_t^p = \rho \sum_{j=1}^{\infty} (1-\rho)^{j-1} (\bar{w}_{t-j}) = \rho \bar{w}_{t-1} + (1-\rho) w_{t-1}^p$$

avec $0 < \rho \leq 1$. Cette spécification appelle plusieurs remarques. Premièrement, il y a un processus de formation d'habitudes comme chez Collard et de la Croix (2000) et Ball et Moffitt (2002) où ρ mesure la persistance des salaires passés dans le salaire de référence intertemporel. Pour $\rho = 1$ seul le salaire à la date précédent compte et pour $0 < \rho < 1$, tous les salaires passés comptent avec un poids d'autant plus important pour les plus anciens que ρ est faible. Deuxièmement, w_t^p dépend des réalisations passées du salaire moyen dans l'économie, \bar{w}_{t-j} . Il y a donc un mécanisme d'externalité intertemporelle : lorsqu'ils fixent le salaire dans leurs entreprises, les employeurs ne tiennent pas compte du fait que ce salaire servira de référence à tous les travailleurs dans le futur⁽¹²⁾.

La condition de Solow

Chaque entreprise fixe le salaire qu'elle verse à ses employés et son niveau d'emploi afin de maximiser son profit de la façon suivante :

$$(9) \max_{w_t, n_t} \pi_t = z_t (e_t n_t) - w_t n_t$$

Sous la contrainte (6)

où $(e_t n_t)$ représente le travail effectif dans l'entreprise et z_t est la technologie au niveau macroéconomique qui suit une marche aléatoire avec dérive :

$$(10) z_t = z_{t-1} \exp(\mu + \varepsilon_t)$$

où $\mu > 0$ est la dérive et $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma^2)$ l'innovation du processus.

Les conditions du premier ordre sont les suivantes :

$$(11) z_t e_t = w_t$$

$$(12) \frac{\partial e_t}{\partial w_t} \frac{w_t}{e_t} = 1$$

La première condition stipule que le salaire est égal à la productivité du travail et la seconde est connue

comme la condition de Solow. Compte tenu de la spécification de la fonction d'effort, voir l'équation, l'élasticité de l'effort par rapport au salaire est :

$$(13) \frac{\partial e_t}{\partial w_t} \frac{w_t}{e_t} = \frac{\delta_a + \delta_p}{e_t}$$

soit, sachant (12), un effort constant : $e_t = e = \delta_a + \delta_p$. L'équilibre sur le marché du travail est tel que les travailleurs sont toujours incités à offrir ce niveau d'effort qui est optimal du point de vue des entreprises.

Analyse quantitative

Cette partie est consacrée aux propriétés quantitatives du modèle. Après avoir présenté l'équilibre sur le marché du travail, le modèle est étalonné et ses prédictions concernant le taux de chômage de long terme sont comparées aux observations empiriques. L'analyse du modèle est achevée par l'étude de ses propriétés au régime permanent.

L'équilibre du marché du travail

L'équation du taux de chômage d'équilibre est obtenue en imposant les conditions suivantes. La fonction d'effort (6) est évaluée pour la valeur d'équilibre de l'effort : $e = \delta_a + \delta_p$. Le salaire de référence intratemporel est calculé en tenant compte de l'homogénéité des entreprises et des travailleurs, soit $\bar{w}_t = w_t$, et d'une règle d'indexation des indemnités chômage sur le salaire moyen, soit $b_t = \tilde{b} \bar{w}_t$ avec $\tilde{b} < 1$. Ensuite, le salaire est remplacé par la productivité marginale du travail en accord avec la condition d'équilibre (11). L'équilibre du modèle est alors décrit par $\{u_t, w_t, w_t^p, z_t\}$ qui vérifient les quatre équations suivantes :

$$(14) \tilde{\delta}_c - \tilde{\delta}_z \log(w_t / w_t^p) - u_t = 0$$

$$(15) z_t e - w_t = 0$$

$$(16) \rho w_{t-1} + (1-\rho) w_{t-1}^p - w_t^p = 0$$

$$(17) z_{t-1} \exp(\mu + \varepsilon_t) - z_t = 0$$

où les constantes suivantes ont été introduites :

$$(18) \tilde{\delta}_c = -\frac{\delta_c + \delta_a + \delta_p}{\delta_a \log(\tilde{b})} > 0 ;$$

$$\tilde{\delta}_z = \frac{\delta_p}{\delta_a \log(\tilde{b})} > 0$$

L'équation (14) exprime le taux de chômage d'équilibre en fonction de l'écart entre le salaire courant et le salaire de référence intertemporel. L'équation (15) exprime le salaire en fonction de la productivité. Les équations (16) et (17) décrivent les lois d'évolution du salaire de référence intertemporel et de la technologie, respectivement.

Un choc technologique positif ($\varepsilon > 0$) diminue le taux de chômage par le mécanisme suivant. L'amélioration de la technologie par (17) s'accompagne immédiatement d'une hausse du salaire par (15). En revanche, le salaire de référence ne s'ajuste pas instantanément. Il est fixe durant la première période où le choc se manifeste. Le salaire versé aux travailleurs est donc perçu comme élevé par rapport au salaire de référence intertemporel et ils sont incités à fournir un effort important ce qui entraîne une baisse du chômage par (14). Par la suite, le salaire de référence intertemporel s'ajuste lui aussi à la nouvelle valeur de la technologie selon (16). Cet ajustement est plus ou moins long selon la valeur de ρ et, tant qu'il ne s'est pas achevé, le chômage se situe en dessous de son niveau d'état stationnaire. La baisse du taux de chômage est plus ou moins forte selon la valeur de $\tilde{\delta}_z$.

Les variables $\{w_t, w_t^p, z_t\}$ ne sont pas stationnaires. Pour caractériser le régime permanent, on définit la version stationnaire du modèle en utilisant la notation suivante $\tilde{x}_t = x_t / z_t$ pour $x = w, w^p$ et $g_t = z_t / z_{t-1}$ pour le facteur de croissance de la productivité du travail. Puisque le salaire est égal à la productivité marginale du travail, sa valeur stationnarisée par z_t est égale à l'effort constant e . L'équilibre de régime permanent est obtenu en imposant $\varepsilon = 0$ et $x_t = x$ pour $x = u, \tilde{w}^p$, soit :

$$(19) \quad \tilde{\delta}_c - \tilde{\delta}_z \log(1+(g-1)/\rho) = u$$

$$(20) \quad \rho e / (g-1+\rho) = \tilde{w}^p$$

$$(21) \quad \exp(\mu) = g$$

Au régime permanent, le taux de chômage dépend négativement du taux de croissance. À partir de (19), on a l'expression suivante de l'élasticité du taux de chômage par rapport au taux de croissance :

$$(22) \quad \varepsilon_{u,g} = \frac{\partial u}{\partial g} \frac{g}{u} = -\frac{\tilde{\delta}_z}{\rho+g-1} \frac{g}{u} < 0$$

Le signe de l'élasticité est toujours négatif, son intensité dépend en revanche du taux de croissance (g) et des paramètres régissant le fonctionnement du marché du travail (ρ, δ_p, δ_a et b).

Pour l'étude dynamique, il est utile de noter que $\hat{u}_t = u_t - u$ (l'écart du taux de chômage à sa valeur de régime permanent) est une transformation linéaire de la log-deviation de \tilde{w}_t^p par rapport à sa valeur de

régime permanent qui dépend elle-même uniquement des valeurs passées de g_t :

$$(23) \quad \tilde{\delta}_z \log(\tilde{w}_t^p / \tilde{w}^p) = \hat{u}_t$$

$$(24) \quad \frac{1}{g_t} [(g-1+\rho)+(1-\rho)(\hat{w}_{t-1}^p / \tilde{w}^p)] = (\hat{w}_t^p / \tilde{w}^p)$$

$$(25) \quad \exp(\mu + \varepsilon_t) = g_t$$

La procédure d'étalonnage

La mise en œuvre de la procédure d'étalonnage nécessite de calculer les prédictions du modèle relatives au comportement de long terme du taux de chômage. Pour ce faire, la composante de long terme de la croissance de la productivité (notée g_t^o) est extraite par l'application du filtre à bande passante de Christiano et Fitzgerald (2003), puis les opérations suivantes sont réalisées.

1) Des valeurs sont assignées aux paramètres ρ et $\tilde{\delta}_z$.

2) Pour ces valeurs, une série de \tilde{w}_t^p est constituée selon (24) en prenant g_t^o comme une réalisation des g_t – soit des ε_t par (25) – et avec comme condition initiale $\tilde{w}_1^p = \tilde{w}^p$.

3) Pour cette série de \tilde{w}_t^p , une série d'écart du taux de chômage à sa valeur de régime permanent, notée \hat{u}_t^s est constituée selon (23).

4) La variance de \hat{u}_t^s et son coefficient de corrélation avec g_t^o sont calculés et comparés à leur contrepartie empirique.

Pour rendre les résultats indépendants du choix arbitraire concernant l'initialisation de \tilde{w}_1^p dans l'étape 2, les premières observations sont éliminées dans l'étape 4. Les paramètres ρ et $\tilde{\delta}_z$ sont étalonnés afin de reproduire exactement les mouvements de long terme mesurés par la corrélation entre g_t^o et u_t^o et la variance de \hat{u}_t^s , avec u_t^o la composante de long terme du taux de chômage observée. La corrélation dépend uniquement du paramètre ρ tandis que la variance du chômage dépend de la valeur des deux paramètres ρ et $\tilde{\delta}_z$.

Cet exercice est réalisé pour tous les pays considérés et pour deux bandes de fréquences. En plus de la bande des basses fréquences (associée au long terme, les fluctuations d'une périodicité supérieure à 8 années), on considère la partie inférieure de cette bande (associée au très long terme, les fluctuations d'une périodicité supérieure à 16 années). Ce choix est motivé par la présence dans la bande des basses fréquences de comouvements négatifs et positifs comme le montrent les figures 1 et 3. Or, le modèle a vocation à rendre compte uniquement des comouvements négatifs qui se concentrent dans la partie inférieure des basses fréquences. En

conséquence, regarder uniquement ces fréquences revient à éliminer une partie des comouvements positifs entre la croissance et le chômage que le modèle n'a pas vocation à expliquer.

Corrélations et trajectoires historiques

Le tableau 3 reporte pour chacune des bandes de fréquences : les valeurs déduites des paramètres, la corrélation de long terme observée entre les taux de croissance et de chômage que le modèle reproduit⁽¹³⁾, la corrélation entre les composantes de long terme du taux de chômage observée et simulée et l'élasticité du taux de chômage de régime permanent par rapport au taux de croissance. Les résultats pour les fluctuations d'une périodicité supérieure à 8 années sont d'abord commentées.

À l'exception de la Grande-Bretagne, un jeu de paramètres satisfait les critères d'étalonnage pour tous les pays. Les valeurs déduites de ρ sont relativement faibles (entre 0,0006 et 0,0280). Dans chacun de ces pays, le processus de formation du salaire de référence intertemporel semble très persistant. L'interprétation du paramètre $\tilde{\delta}_z$ (compris entre 0,0659 et 0,9432) est difficile car il se compose lui-même de plusieurs paramètres – cf. (18). De plus, la sensibilité du taux de chômage au salaire de référence intertemporel que détermine ce paramètre n'est pas directement observée. Il est donc préférable de se tourner vers les mesures des liens entre la croissance et le chômage.

Le pouvoir explicatif du modèle ne peut pas être évalué à partir de la corrélation $corr(g^o, \hat{u}^o)$ puisqu'il a été étalonné pour reproduire cette statistique. En revanche, il peut être évalué à partir de la corrélation $corr(\hat{u}^o, \hat{u}^s)$. Une valeur égale à l'unité de $corr(\hat{u}^o, \hat{u}^s)$ signifie que la trajectoire de

chômage induite selon le modèle par la composante de long terme de la productivité (g^o) coïncide exactement avec la composante de long terme du chômage observée (\hat{u}^o). À l'inverse une valeur nulle de $corr(\hat{u}^o, \hat{u}^s)$ signifierait que la trajectoire de chômage induite par le modèle n'est en rien corrélée avec sa composante de long terme observée. Les valeurs de $corr(\hat{u}^o, \hat{u}^s)$ sont comprises entre 0,3711 et 0,9221. Les valeurs les plus faibles correspondent aux pays où la relation croissance – chômage de long terme est la moins intense (États-Unis et Grande-Bretagne) et les valeurs les plus élevées à ceux où cette relation est la plus forte (Allemagne et France). Cette différence entre les pays disparaît si l'on restreint l'analyse aux très basses fréquences correspondant aux fluctuations d'une périodicité supérieure à 16 années.

Comme le montrent les figures 1 et 3, les différences entre pays sont d'autant moins fortes que l'on considère des basses fréquences. Cette propriété se retrouve dans le tableau 3. Par rapport aux valeurs reportées pour une périodicité des fluctuations supérieure à 8 années, la corrélation est plus forte pour chacun des pays et les valeurs obtenues sont nettement moins variables d'un pays à l'autre (elles sont comprises entre -0,6095 et -0,8552) lorsqu'on considère une périodicité des fluctuations supérieure à 16 années. Les performances du modèle sont alors à peu près équivalentes entre ces pays : les valeurs de $corr(\hat{u}^o, \hat{u}^s)$ sont comprises entre 0,8562 et 0,9285. La figure 4 représente les composantes de long terme du taux de chômage observée et simulée pour cette bande de fréquences.

L'étude du modèle est achevée par le calcul de l'élasticité du taux de chômage par rapport au taux de croissance au régime permanent. La valeur de cette élasticité est reportée pour chaque pays dans la

Tableau 3 : étalonnage et simulation du modèle pour les pays du G7

Pays	Périodicité des fluctuations	Valeurs des paramètres		Corrélation ^a $corr(u^o, u^s)$	Corrélation ^b $corr(g^o, u^o)$	Élasticité ^c $\varepsilon_{u,g}/100$
		ρ	$\tilde{\delta}_z$			
États-Unis	>8 années	0,0111	0,2765	0,3847	-0,3648	-2,9736
	>16 années	0,0547	0,4962	0,8562	-0,8477	-1,4688
France	>8 années	0,0280	0,6358	0,8977	-0,7961	-2,6294
	>16 années	0,0501	0,8726	0,9285	-0,8835	-2,1753
Italie	>8 années	0,0029	0,2719	0,7967	-0,6750	-3,7938
	>16 années	0,0122	0,2908	0,8933	-0,7671	-2,1056
Allemagne	>8 années	0,0188	0,3453	0,9221	-0,6979	-3,6121
	>16 années	0,0401	0,4827	0,9593	-0,8552	-2,6583
Japon	>8 années	0,0013	0,0659	0,8942	-0,5715	-2,5780
	>16 années	0,0024	0,0631	0,9168	-0,6095	-2,2319
Grande-Bretagne	>8 années ^d	0,0000	0,10000	0,3979	-0,2592	-3,2021
	>16 années	0,0306	1,1098	0,8602	-0,7568	-5,2550
Canada	>8 années	0,0085	0,6199	0,8071	-0,2853	-6,9159
	>16 années	0,0353	0,8395	0,9702	-0,6947	-2,8664

a : corrélation entre les composantes de long terme du taux chômage simulée et observée.

b : corrélation entre la composante de long terme du taux de croissance observée et la composante de long terme taux de chômage simulée.

c : élasticité du taux de chômage par rapport au taux de croissance au régime permanent.

d : pour ce pays, le critère d'étalonnage n'est pas atteint.

Figure 4 : les composantes de très long terme (périodicité supérieure à 16 années) du taux de chômage observé (trait plein) et simulé (pointillé) pour les valeurs des paramètres reportées dans le tableau 3

Figure 4a : États-Unis

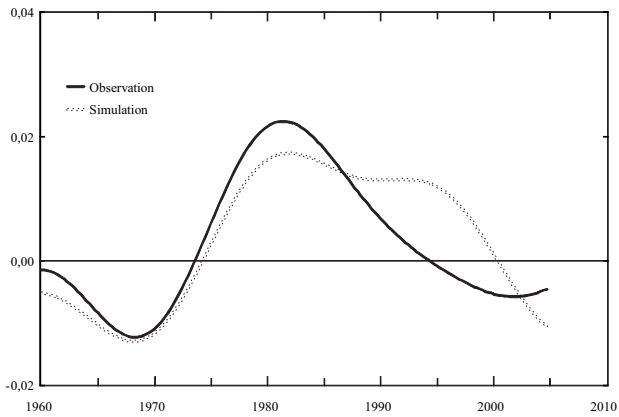


Figure 4b : France

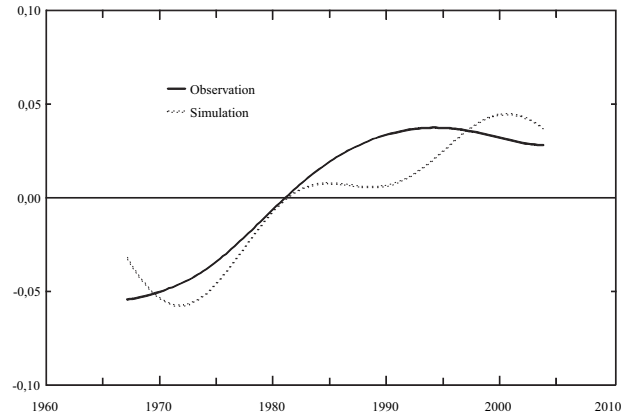


Figure 4c : Italie

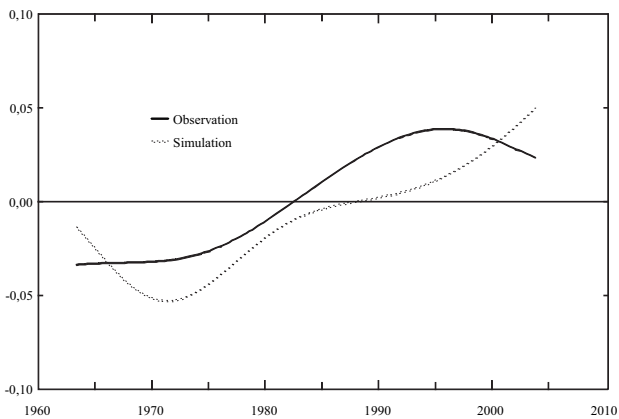


Figure 4d : Allemagne

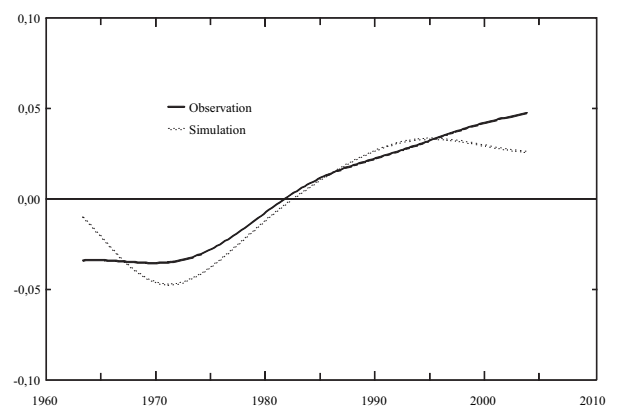


Figure 4e : Japon

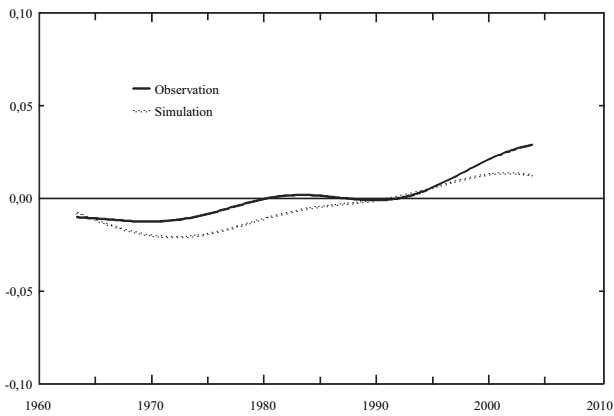


Figure 4f : Grande-Bretagne

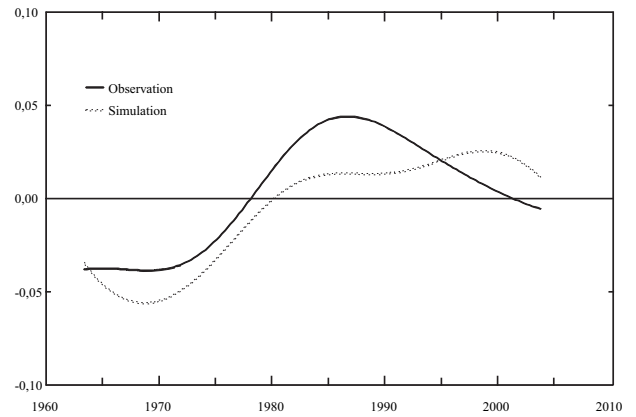
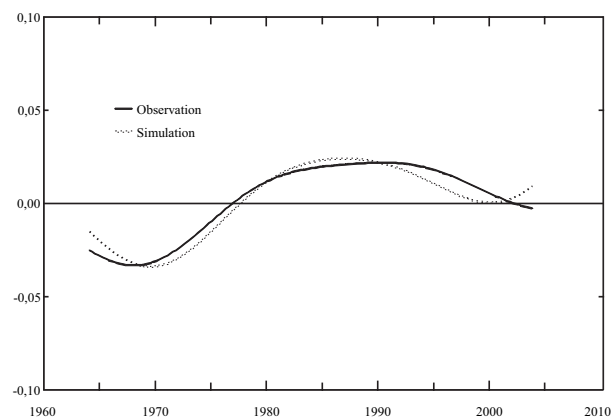


Figure 4g : Canada



dernière colonne du tableau 3. Les ordres de grandeurs se révèlent assez proches pour les deux jeux de paramètres considérés à l'exception du Canada et de la Grande-Bretagne. Pour illustrer la signification de ces élasticités, le tableau 4 reporte les effets sur le taux de chômage d'une augmentation de 0,12% du facteur de croissance trimestriel (soit une augmentation de 0,50 point environ du taux de croissance annuel). Dans tous les cas, le taux de chômage connaît une baisse notable qui situe en moyenne autour de deux points de pourcentage.

Les propriétés de l'effet de capitalisation

Cette dernière section propose de comparer les prédictions du modèle de salaire d'efficience avec celles du modèle d'appariement avec effet de capitalisation de Pissarides (2000). La version suivante du modèle d'appariement est utilisée pour évaluer ses prédictions :

$$(26) \quad c_t + d_t \theta_t u_t - z_t (1 - u_t) = 0$$

$$(27) \quad s(1 - u_t) - \tilde{m} \theta_t^\chi u_t - u_{t+1} = 0$$

$$(28) \quad b_t + d_t \theta_t \eta / (\eta^{-1} - 1) - w_t = 0$$

$$(29) \quad \beta E_t \{ z_{t+1} - w_{t+1} + (1-s) d_{t+1} \theta_{t+1}^{1-\chi} / \tilde{m} \} - d_t \theta_t^{1-\chi} / \tilde{m} = 0$$

$$(30) \quad z_{t-1} \exp(\mu + \varepsilon_t) - z_t = 0$$

L'équation (26) correspond à l'équilibre sur le marché du bien final. La taille de la population étant normalisée à l'unité, la production est simplement le produit du taux d'emploi $(1 - u_t)$, avec u_t le taux de chômage, et de la productivité du travail, z_t . La production de bien final est soit consommée, c_t , soit investie dans la création d'emplois vacants avec d_t , le coût d'un emploi vacant et $\theta_t u_t$ le nombre d'emplois vacants postés dans l'économie ($\theta_t = v_t / u_t$ étant la variable dite de tension sur le marché du travail). L'équation (27) décrit la loi

d'évolution du taux de chômage où s est le taux exogène de destruction des emplois et $\tilde{m} \theta_t^\chi$ le taux d'embauche, avec \tilde{m} un paramètre d'échelle de la fonction d'appariement et χ l'élasticité des flux d'appariement par rapport à l'offre d'emplois vacants. L'équation (28) est l'équation d'équilibre du salaire issue d'une négociation à la Nash où b_t représente le gain des chômeurs et η le pouvoir de négociation des travailleurs. L'équation (29) est la condition de libre entrée des entreprises sur le marché du travail qui égalise le coût moyen du recrutement d'un travailleur à la valeur actualisée d'un emploi apparié. L'équation (30) reprend la même loi d'évolution de la productivité du travail que dans le modèle de salaire d'efficience.

Le modèle est étalonné comme suit. Les valeurs des paramètres suivants sont imposées : $\chi = 0,50$, $\eta = 0,50$, $\beta = 0,995$. Les dépenses de prospection sur le marché du travail sont fixées à 1% de la production et le gain des chômeurs est fixé à 35% du salaire. Le taux d'attribution des emplois vacants est fixé à 0,95 et le taux d'embauche à 0,50. Le taux de destruction des emplois est différent pour chaque pays. Il est fixé pour reproduire la valeur moyenne du taux de chômage du pays sur la période considérée (les valeurs déduites de s varient entre 0,01 pour le Japon et 0,07 pour le Canada).

Le modèle est ensuite simulé pour chaque pays compte tenu de la tendance de long terme de la productivité du travail observée dans ce pays. Afin de limiter les figures, les résultats sont reportés uniquement pour les tendances supérieures à 16 années dans la figure 5 (les conclusions sont les mêmes pour les tendances supérieures à 8 années). Le modèle prédit une corrélation très forte entre les tendances de croissance et chômage, proche de l'unité en valeur absolue. De ce fait, les évolutions du chômage induites par le modèle vont dans le même sens que celles observées. Par exemple, le modèle rend compte de l'alternance d'une hausse et d'une baisse du chômage aux États-Unis à la différence de la France qui n'a connu qu'une phase de progression du chômage. La limite de ce modèle réside dans l'ampleur des variations du taux de chômage décrites. Comme chez Pissarides et Vallanti (2007), la réponse du taux de chômage à une variation du taux de croissance induite par l'effet de capitalisation est quantitativement très faible. La variance du taux de chômage observé est près de 100 fois supérieure à celle du taux de chômage simulé. Contrairement au modèle de salaire d'efficience, pour rendre visible les trajectoires simulées du taux de chômage, il a été nécessaire d'utiliser deux échelles différentes dans la figure 5.

Tableau 4 : statique comparative au régime permanent

	Valeurs initiales ^a en %		Nouvelles valeurs en %		
	g^b	u	g^b	u^c	u^d
États-Unis	2,2321	5,6360	2,6417	3,6634	4,6361
France	2,2771	7,2346	2,6868	4,9551	5,3355
Italie	2,9030	7,1648	3,3152	4,0358	5,3802
Allemagne	1,9820	4,0543	2,3905	2,3124	2,7570
Japon	3,8415	2,3991	4,2575	1,6847	1,7775
Grande-Bretagne	2,1518	5,8833	2,5610	3,8145	2,1762
Canada	1,3138	7,6239	1,7197	1,5036	4,9993

a : elles correspondent aux valeurs moyennes observées dans chaque pays.

b : taux de croissance annualisé.

c : pour les valeurs des paramètres du tableau 4.

d : pour les valeurs des paramètres du tableau 5.

Figure 5 : les composantes de très long terme (périodicité supérieure à 16 années) du taux de chômage observé (trait plein, échelle de droite) et simulé (pointillé, échelle de gauche) avec le modèle d'appariement

Figure 5a : États-Unis

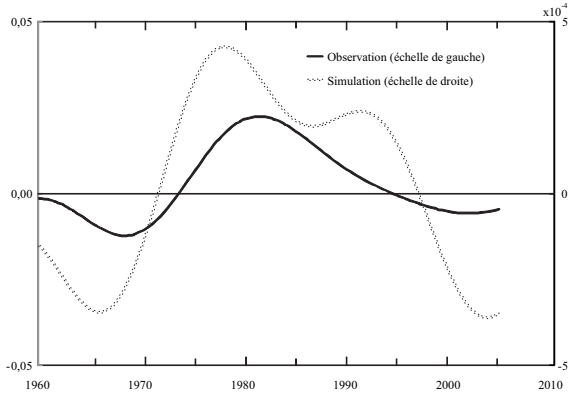


Figure 5b : France

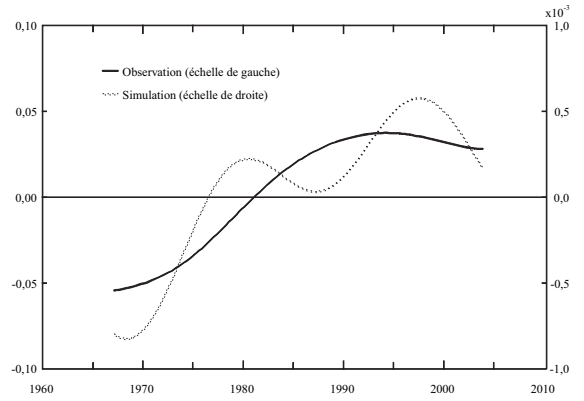


Figure 5c : Italie

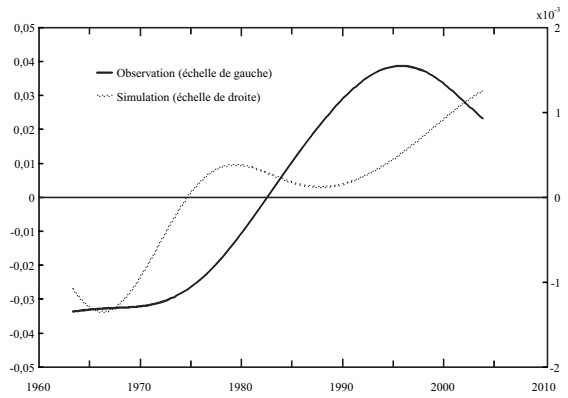


Figure 5d : Allemagne

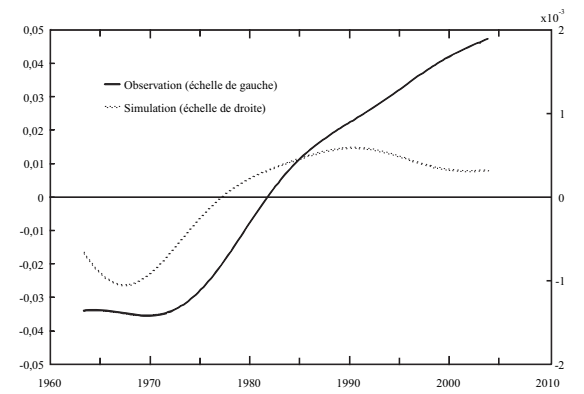


Figure 5e : Japon

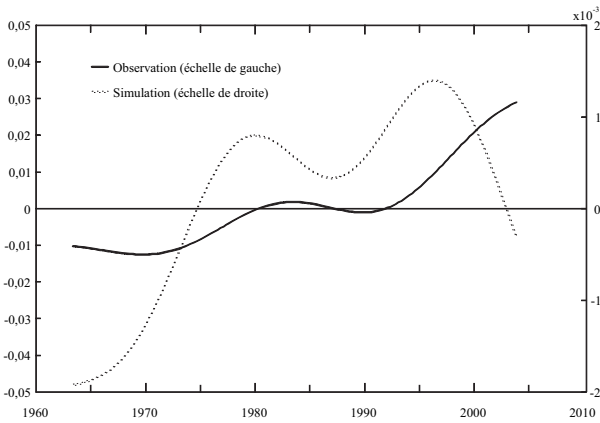


Figure 5f : Grande-Bretagne

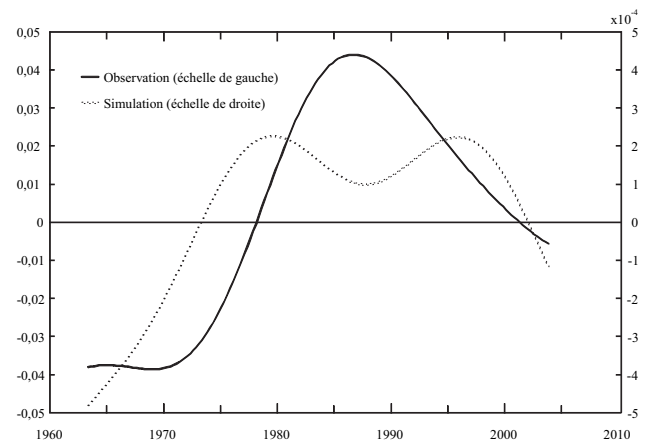
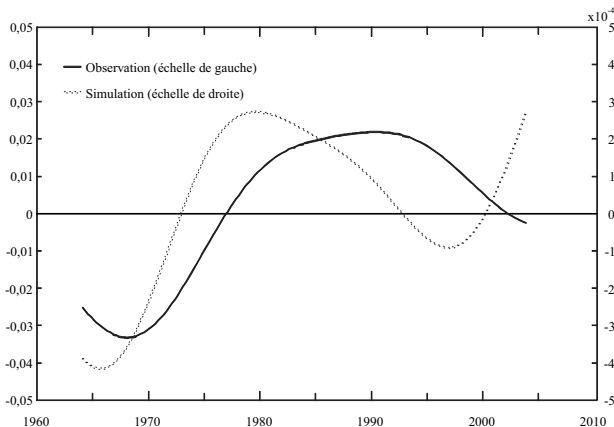


Figure 5g : Canada



Conclusion

Dix ans après les premières contributions de Pissarides (2000) et Aghion et Howitt (1994) sur la relation de long terme croissance-chômage, une importante littérature s'est développée sur cette question et d'indéniables progrès ont été réalisés pour sa compréhension. Sur le plan empirique, un consensus semble se dégager sur le fait que cette relation est négative et les résultats présentés dans cet article vont dans ce sens. Sur le plan théorique, l'explication proposée dans cet article fondée sur le modèle de salaire d'efficience décrit une relation croissance – chômage proche de celle observée empiriquement.

Au vue des résultats empiriques et théoriques présentés dans cet article, il est important de souligner que les pays étudiés apparaissent remarquablement proches dans leur fonctionnement du marché du travail. La relation croissance – chômage de long terme est fortement négative dans les sept pays étudiés (même si des différences d'amplitude peuvent apparaître) et le modèle de salaire d'efficience étudié rend correctement compte du comportement de long terme du chômage dans chacun de ces pays (pour peu que les valeurs des paramètres soient ajustées). Dans ce contexte, une part importante des différences de taux de chômage correspond à des différences dans les trajectoires de croissance de la productivité. Cela ne signifie pas qu'il suffise d'attendre de la croissance la solution au problème de l'emploi, mais cela signifie par contre que ces deux aspects, productivité et chômage, doivent être abordés simultanément pour espérer une amélioration des performances macroéconomiques dans les pays comme la France ou l'Allemagne.

Pour conclure, il convient également de souligner que l'analyse a été centrée sur les modèles de croissance exogène mettant l'accent sur le marché du travail. Une approche différente aurait pu être suivie, mettant l'accent sur l'origine de la croissance de la productivité dans le cadre des théories de la croissance endogène. En effet, une source de croissance endogène constitue un autre mécanisme alternatif pouvant aussi expliquer la corrélation négative de long terme entre la croissance et le chômage. Que cela soit par des mécanismes d'apprentissage par la pratique dans l'emploi (Aghion et Howitt, 1994), d'incitation à l'acquisition de capital humain (Laing, Palivos et Wang, 1995) ou à l'investissement dans le capital physique (Daveri et Tabellini, 2000), il est bien connu que le chômage peut influencer de manière permanente le taux de croissance de l'économie. Une voie de recherche future consisterait à évaluer la pertinence quantitative de ces mécanismes au regard des faits stylisés décrits dans cet article.

Notes

- (1) La première édition de cet ouvrage est de 1990.
- (2) C'est le cas, par exemple, dans l'ouvrage de référence en économie du travail de Layard, Nickell et Jackman (1991).
- (3) Dans cette approche la croissance est généralement considérée comme exogène. Des recherches complémentaires ont été menées en considérant une croissance endogène. Dans ce cas, la relation est double puisque le taux de chômage d'équilibre devient lui-même un des déterminants du taux de croissance de long terme – voir à nouveau Aghion et Howitt (1994), ainsi que Bean et Pissarides (1993), Laing, Palivos et Wang (1995), Daveri et Tabellini (2000) et Mortensen (2005). Pour l'essentiel, cet article se place dans un cadre de croissance exogène où la causalité va de la croissance vers le marché du travail.
- (4) Le taux de chômage d'équilibre devient dépendant du taux de croissance du progrès technique, mais reste indépendant du niveau du progrès technique.
- (5) Mortensen et Pissarides (1998) proposent un modèle canonique de ces mécanismes décrit initialement par Pissarides (2000) pour l'effet de capitalisation et par Aghion et Howitt (1994) pour les effets de destruction créatrice.
- (6) Voir Staiger, Stock et Watson et (2002) et Ball et Moffitt (2002) pour une analyse sur longue période des États-Unis, Cohen, Saint-Paul et Lefranc (1997) pour une comparaison de la France et des États-Unis et Pissarides et Vallanti (2007) pour plusieurs pays de l'OCDE. Hoon et Phelps (1997) et Blanchard et Wolfers (2000) décrivent un impact important, mais transitoire, du ralentissement de la croissance de la productivité sur le chômage pour plusieurs pays européens et nord-américains.
- (7) Pissarides (2000) considère le cas extrême d'une fonction d'utilité linéaire, soit d'une élasticité de substitution intertemporelle infinie, difficilement conciliable avec les modélisations habituelles de la croissance et de l'épargne.
- (8) La présentation de l'analyse dans le domaine des fréquences est largement reprise de l'ouvrage d'Hamilton (1994) et des contributions de Croux, Forni et Reichlin (2001) et Christiano et Fitzgerald (2003).
- (9) La densité spectrale est définie pour $\omega \in [-\pi, \pi]$, mais compte tenu de la propriété de symétrie par rapport à $\omega = 0$, on étudie généralement que les fréquences positives.
- (10) Des résultats complémentaires sont disponibles pour les États-Unis dans Tripier (2002, 2006). Dans Tripier (2002), plusieurs méthodes alternatives d'estimation de la densité spectrale sont utilisées. Dans Tripier (2006), des intervalles de confiance sont calculés et une étude supplémentaire est réalisée en remplaçant la série de taux de chômage par celle des heures totales travaillées.
- (11) Dans Tripier (2006), l'analyse porte sur l'ensemble du domaine des fréquences. Le modèle de salaire d'efficience est complété par des rigidités nominales sur le marché des biens pour expliquer le changement du signe des comouvements entre les basses et les moyennes fréquences (c'est-à-dire entre le long terme et le cycle d'activité).

(12) Collard et de la Croix (2000) envisagent le cas contraire où le salaire passé pris en compte est celui pratiqué dans l'entreprise. Dans ce contexte, l'employeur tient compte dans sa politique salariale de ses effets sur les salaires de référence qui prévaudront dans le futur. Dans tous les cas, que le salaire intertemporel de référence soit collectif ou individuel, le salaire courant pris en compte est celui offert à titre individuel par l'entreprise au salarié.

(13) Les différences entre les coefficients de corrélation reportés entre les tableaux 2 et 3 s'expliquent par le fait qu'une partie des observations ont été éliminées avant de calcul des coefficients de corrélation (les 32 premières pour les États-Unis et les 12 premières pour les autres pays pour lesquels l'échantillon de données est de plus petite taille).

Bibliographie

Aghion P. et Howitt P. (1994). "Growth and Unemployment", *Review of Economic Studies*, vol. 61, pp. 477-494.

Akerlof G. (1982). "Labor Contracts As Partial Gift Exchange", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 97, pp. 543-569.

Ball L. et Moffitt R. (2002). "Productivity Growth and the Phillips Curve". in Krueger, A., Solow, R. (Eds.), *The Roaring Nineties*. Russell Sage Foundation, New York, pp. 61-90.

Baxter M. et King R.G. (1999). "Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series", *Review of Economics and Statistics*, vol. 81, pp. 575-593.

Bean C. et Pissarides C.A. (1993). "Unemployment, Consumption and Growth". *European Economic Review*, vol. 37, pp. 837-859.

Blanchard O. et Wolfers J. (2000). "The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: The Aggregate Evidence", *Economic Journal*, vol. 110, pp. 1-33.

Christiano L.J. et Fitzgerald S. (2003). "The Band Pass Filter", *International Economic Review*, vol. 44, pp. 435-466.

Cohen D., Saint-Paul G. et Lefranc A. (1997). "French Unemployment: a Transatlantic Perspective", *Economic Policy*, vol. 25, pp. 267-285.

Collard F. et de la Croix D. (2000). "Gift Exchange and the Business Cycle: the Fair Wage Strikes Back", *Review of Economic Dynamics*, vol. 3, pp. 166-193.

Croux C., Forni M. et Reichlin L. (2001). "A Measure of Co-Movement for Economic Indicators: Theory and Empirics", *Review of Economics and Statistics*, vol. 83, pp. 232-241.

Danthine J-P. et Donaldson J. (1990). "Efficiency Wages and the Real Business Cycles", *European Economic Review*, vol. 34, pp. 1275-1301.

Daveri F. et Tabellini G. (2000). "Unemployment, Growth and Taxation in Industrial Countries", *Economic Policy*, vol. 30, pp. 47-88.

de la Croix D., Palm F. et Urbain J-P. (2000). "Labor Market Dynamics when Effort Depends on Wage Growth Comparisons", *Empirical Economics*, vol. 25, pp. 393-420.

Ericksson C. (1997). "Is there a Trade-Off Between Employment and Growth", *Oxford Economic Papers*, vol. 49, pp. 77-88.

Hamilton J. (1994). *Times Series Analysis*, Princeton University Press.

Hodrick R.J. et Prescott E.C (1997). "Postwar U.S. Business Cycles: an Empirical Investigation", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 29, pp. 1-16.

Hoon T.H. et Phelps E.S. (1997). "Growth, Wealth and the Natural Rate: Is Europe's Jobs Crisis a Growth Crisis?" *European Economic Review*, vol. 41, pp. 549-557.

Laing D., Palivos T. et Wang P. (1995). "Learning, Matching, and Growth", *Review of Economic Studies*, vol. 62, pp. 115-129.

Layard R., Nickell S. et Jackman R. (1991). *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*. Oxford University Press, Oxford.

Mortensen D.T. (2005). “Growth, Unemployment and Labor Market Policy”, *Journal of the European Economic Association*, vol. 3, pp. 236-258.

Mortensen D.T. et Pissarides C.A. (1998). “Technological Progress, Job Creation, and Job Destruction”. *Review of Economic Dynamics*, vol. 1, pp. 733-753.

Pissarides C.A. (2000). *Equilibrium Unemployment Theory*, seconde édition, Cambridge, MA: MIT Press. (Première édition 1990).

Pissarides C.A. et Vallanti G. (2007). “The Impact of TFP Growth on Steady-State Unemployment”. *International Economic Review*, vol. 48, pp. 607-640.

Staiger D., Stock J. et Watson M. (2002). “Prices, Wages and the U.S. NAIRU in the 1990s”, in Krueger, A., Solow, R. (Eds.), *The Roaring Nineties*. Russell Sage Foundation, New York, pp. 3-60.

Tripier F. (2002). “The Dynamic Correlation Between Growth and Unemployment”, *Economics Bulletin*, vol. 5, pp. 1-9.

Tripier F. (2006). “Sticky Prices, Fair Wages, and the Comovements of Unemployment and Labor Productivity Growth”, *Journal of Economic Dynamic and Control*, vol. 30, pp. 2749-2774