

Instabilité de la courbe de Phillips aux Etats-Unis: Un modèle représentatif à changements de régime

Guillaume Guerrero* Nicolas Million†

Janvier 2004

*G. Guerrero, EUREQua, Maison des Sciences Economiques, 106-112 bd de l'Hôpital, 75647 Paris CEDEX 13.
E-mail: guer_g@club-internet.fr. Tel: (00 33) 1 60 71 94 65

†N. Million, EUREQua, Maison des Sciences Economiques, 106-112 bd de l'Hôpital, 75647 Paris CEDEX 13.
E-mail: million@univ-paris1.fr. Tel: (00 33) 1 46 63 10 28

Abstract

Cet article propose un nouveau modèle empirique non linéaire pour la courbe de Phillips. Le coefficient de dilemme et la dynamique des erreurs d'anticipation dépendent du régime de volatilité des attentes d'inflation qui est supposé suivre un processus markovien d'ordre 1. Le modèle est estimé sur données américaines de façon à vérifier si, comme le dit le modèle de Lucas (1973), l'impact des erreurs d'anticipations sur l'output est d'autant plus fort que l'inflation est stable.

L'étude empirique valide en partie le modèle de Lucas. L'effet des erreurs d'anticipations est plus élevé en périodes de stabilité économique, mais les erreurs d'anticipations sont autocorrélées pour ces périodes ce qui conduit à rejeter l'hypothèse centrale de rationalité des agents.

keywords: Changements de régime markovien; Courbe de Phillips; Anticipations rationnelles

JEL:

1 Introduction

Au cours des années 90, le comportement de l'inflation aux Etats-Unis a constitué une énigme pour beaucoup d'observateurs. Comment expliquer, par les modèles traditionnels de la courbe de Phillips, une inflation relativement stable alors que le taux de chômage s'est abaissé graduellement pour atteindre 3.9% en l'an 2000?

L'expérience inflationniste des années 90 a remis au goût du jour l'idée de la présence d'asymétrie et de non linéarité dans la courbe de Phillips. Les études récentes ont cherché à préciser les formes de non linéarité et à identifier les modèles théoriques compatibles avec ses formes de non linéarité.

Sur le plan théorique, le modèle à information imparfaite de Lucas (1973) montre que l'effet réel des erreurs d'anticipation à court terme dépend de la volatilité de l'inflation. La sous-évaluation de l'inflation générale par rapport à l'inflation de son bien produit, due à une information imparfaite, peut conduire un producteur rationnel à augmenter sa production et donc peut contribuer à diminuer le taux de chômage à court terme. L'augmentation de la production est d'autant plus forte (faible) que la volatilité de l'inflation générale est faible (forte).

Sur le plan empirique, plusieurs études récentes ont cherché à vérifier si la courbe de Phillips était mieux représentée par une forme fonctionnelle linéaire ou non linéaire et, le cas échéant, à identifier le type de non linéarité.¹ Pour la plupart de ces études, la non linéarité porte sur l'effet direct du taux de chômage sur l'inflation. Mais la non linéarité peut être liée aux autres variables. Les résultats de Fauvel, Guay et Paquet (2002) suggèrent que c'est essentiellement les variables d'inflation retardées qui expliquent la non linéarité détectée, et l'étude de Brainard et Perry (2000) confirme une forte instabilité du coefficient associé aux attentes inflationnistes et une relative stabilité du coefficient lié au taux de chômage. La non linéarité dans la dynamique de

¹Voir sur le sujet Clark, Laxton et Rose (1996), Gordon (1997), Eisner (1997) et Debelle et Laxton (1997).

l'inflation peut refléter des changements dans le régime des attentes inflationnistes sous-jacent. Sur cette piste, Fillion et Léonard (1997) et Simon (1996) retiennent des modèles à changements de régime inflationniste pour décrire la dynamique de l'inflation au Canada et en Australie.

Nous venons de le voir, la non linéarité de l'inflation peut être induite par celle des anticipations d'inflation ou par l'effet direct du taux de chômage. Nous allons proposer un nouveau modèle empirique Espace-Etat Markov-Switching de la courbe de Phillips qui autorise simultanément ces deux types de non linéarité. Partant du modèle de Lucas (1973) qui pose que le coefficient d'arbitrage dépend de la volatilité de l'inflation, nous allons faire dépendre le coefficient de dilemme du régime de volatilité (markovien d'ordre 1) des attentes d'inflation, qu'on suppose très lié au régime de volatilité de l'inflation.

De façon à mieux déterminer le régime d'anticipations, nous ajoutons à la courbe de Phillips Markov-Switching (MS) une équation de mesure qui décrit la dynamique changeante des erreurs d'anticipation. Cet ajout nous permettra aussi d'évaluer l'hypothèse de rationalité des agents. La rationalité stricte implique des erreurs non autocorrélées et d'espérance conditionnelle nulle. Mais nous verrons que le rejet de ces hypothèses ne révèle pas systématiquement l'irrationalité des agents.

La nouvelle courbe de Phillips MS que nous proposons, fait intervenir les anticipations d'inflation qui sont inobservables. Une importante littérature s'est consacrée à mesurer l'inflation anticipée. Une première approche consiste à inférer le taux d'inflation anticipé à partir des actifs financiers (Bank of Canada, 1998; Mylonas et Schich, 1999). Une approche alternative consiste à utiliser l'information quantitative sur les anticipations d'inflation à partir d'enquêtes qualitatives (Carlson et Parkin, 1977; Bakhsi et Yates, 1998).

Une méthode différente sera adoptée dans ce chapitre. Nous considérons que les anticipations d'inflation correspondent à la tendance sous-jacente de l'inflation observée. Or nous montrons que l'inflation est bien décrite par un processus occasionnellement intégré (I(1) dans un état et I(0) dans l'autre). En conséquence, nous autorisons une représentation occasionnellement intégrée pour les anticipations d'inflation qui sera estimée par le filtre de Kalman.

Cette démarche se distingue aussi de celles adoptées dans les études empiriques d'une courbe de Phillips augmentée des anticipations. Dans Gordon (1997) l'inflation anticipée est égale à l'inflation observée retardée. Indirectement cette contrainte implique la formation adaptative des anticipations et n'autorise aucun autre types d'anticipation. D'autres études supposent que les anticipations d'inflation sont une combinaison linéaire de composants backward et forward looking (DeBelle et Vickery, 1997). Dans les deux cas, ces études ne tiennent pas compte d'un changement possible de la dynamique des attentes.

L'estimation de notre modèle sur données réelles américaines fait ressortir un régime à deux états de volatilité des attentes. Pour l'état le moins volatile l'effet réel sur le taux de chômage est plus important comme le souligne le modèle de Lucas (1973). Par contre, nous rejettons l'hypothèse d'anticipations rationnelles puisque les erreurs d'anticipation sont systématiques même en période de relative stabilité économique.

Le reste de l'article est organisé comme suit: dans la section suivante nous présentons la courbe de Phillips à changements de régime déduite du modèle de lucas (1973). La spécification univariée du taux d'inflation ainsi que le modèle empirique Espace-Etat à changements de régime markovien sont exposés en deuxième partie. Les résultats de l'estimation du modèle sont discutés dans la troisième partie.

2 Une courbe de Phillips à changements de régime de volatilité de l'inflation

Nous partons de la courbe d'offre agrégée de Lucas (1973).

$$y_t - y^* = \delta(\pi_t - \pi_t^e) \quad (1)$$

où y_t est le logarithme du PIB, y^* est le PIB potentiel et $\pi_t - \pi_t^e$ correspond aux erreurs d'anticipation de l'inflation. Le coefficient d'arbitrage δ dépend de la volatilité de l'inflation. En effet, Lucas (1973) montre que plus (moins) l'inflation est volatile, moins (plus) un changement observé des prix individuels sera attribué à un changement des prix relatifs, et moins (plus) forte sera la réponse de l'output (δ diminue). Supposons que la volatilité change selon le régime s_t . Si $s_t = 0$ est l'état de forte volatilité et $s_t = 1$ l'état de faible volatilité, alors la relation (1) se réécrit:

$$y_t - y^* = \delta_{s_t}(\pi_t - \pi_t^e) \quad (2)$$

avec $\delta_0 < \delta_1$. Selon la loi d'Okun², l'écart de production par rapport à son taux naturel est en relation inverse avec l'écart du chômage par rapport à son taux naturel. La relation (2) donne la courbe de Phillips suivante:

$$U_t - \bar{U} = \lambda_{s_t}(\pi_t - \pi_t^e) \quad (3)$$

²Voir Arthur M. Okun (1962).

où U_t est le taux de chômage et \bar{U} est le taux de chômage naturel. On attend $|\lambda_0| < |\lambda_1|$. En période de forte volatilité, les erreurs d'anticipation ont un impact moindre sur l'écart de chômage.

Dans l'étude empirique qui suit nous allons vérifier la pertinence de ce modèle dans lequel nous relâchons l'hypothèse d'un taux de chômage naturel constant. Nous formulerons l'hypothèse que le régime de volatilité des prix est semblable au régime de volatilité des attentes d'inflation et est gouverné par un processus markovien d'ordre 1 qui prend deux états ($s_t = 0, 1$).

3 Analyse empirique

Dans la courbe de Phillips décrite précédemment, les anticipations d'inflation π_t^e ne sont pas directement observables. Nous allons les identifier dans un modèle Espace-Etat Markov-Switching (EE-MS), en supposant qu'elles partagent la même spécification que l'inflation observée. Ceci nécessite de proposer un modèle pour l'inflation. C'est ce que nous faisons dans la section suivante. Le modèle EE-MS qui autorise un changement de la volatilité des attentes associée à un changement de courbe de Phillips est détaillé ensuite. Enfin, nous présentons les résultats et les interprétations de l'estimation du modèle de l'inflation et du modèle EE-MS.

3.1 Un modèle à deux états pour l'inflation

L'étude d'Evans et Wachtel (1993) met en évidence un changement structurel dans le processus d'inflation qui peut être en partie lié à un changement du processus des attentes d'inflation.³ Deux types d'état caractérisent le processus. Un état de prix constant et un état inflationniste dans les années 70 qui correspond aux crises pétrolières successives. Des travaux plus récents (Ricketts et

³C'est d'ailleurs une des raisons qui pourrait expliquer la sous-estimation de l'inflation par la courbe de Phillips traditionnelle au cours des dernières années (voir Fillion et Léonard, 1997)

Rose, 1995) montrent que l'état inflationniste peut s'interpréter comme une marche aléatoire. Sur cette même piste nous présentons le modèle suivant à deux états

$$\begin{aligned}\Delta\pi_t &= \mu_{x_t} + \beta_{x_t}\pi_{t-1} + \sum_{i=1}^k \phi_{ix_t} \Delta\pi_{t-i} + \theta_{x_t}\eta_t \\ \eta_t &\rightarrow N(0,1)\end{aligned}\tag{4}$$

Le régime $x_t = \{0, 1\}$ suit un processus markovien d'ordre 1 avec pour probabilités de transition:⁴

$$\begin{aligned}q &= \Pr(x_t = 0/x_{t-1} = 0) \\ p &= \Pr(x_t = 1/x_{t-1} = 1)\end{aligned}$$

On autorise la constante, la dynamique autorégressive et la volatilité du processus (μ , (β , ϕ_i) et θ respectivement) à changer avec le régime. Cette représentation diffère de celle de Ricketts et Rose (1995) dans la mesure où elle s'écrit en différence et autorise une dynamique autorégressive plus flexible. D'autre part ce modèle relâche l'hypothèse de Ricketts et Rose (1995) ou Evans et Wachtel (1993) d'une marche aléatoire dans l'état à forte inflation. Une telle modélisation a pour objectif d'identifier les états de forte et faible inflation en permettant un état "haut et stable". La dernière hypothèse n'est pas écartée a priori et sera vérifiée par simulation de Monte Carlo. Enfin, le fait que la volatilité dépende du régime qui gouverne la dynamique de l'inflation est cohérent avec l'idée de Ball (1992) qu'une inflation élevée peut être associée à une plus grande incertitude du régime de l'économie, se traduisant par une plus grande volatilité qu'en cas d'inflation basse.

⁴L'étude de Ricketts et Rose (1995) impose un état I(1), et deux états stables d'inflation moyenne et basse pour les Etats-Unis. Cependant leur étude est menée sur données annuelles et pour un échantillon large. Pour notre période d'estimation nous considérons uniquement la possibilité d'un régime à deux états.

3.2 Un modèle Espace-Etat à changements de régime markovien

Le modèle empirique présenté ci-dessous a pour objectif de capturer la dynamique et la volatilité changeantes des attentes d'inflation et des erreurs d'anticipation associées à un changement du coefficient de dilemme de la courbe de Phillips.

Les équations de mesure qui relient les variables observables et inobservables sont les suivantes

$$\pi_t - \pi_t^e = \alpha_{s_t} + \gamma_{s_t}(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^e) + \sigma_{s_t}^\pi \varepsilon_t \quad (5)$$

$$U_t - \bar{U}_t = \lambda_{s_t}(\pi_t - \pi_t^e) + \sigma^U \eta_t \quad (6)$$

$$\varepsilon_t \rightarrow N(0, 1)$$

$$\eta_t \rightarrow N(0, 1)$$

L'équation (5) décrit la dynamique Markov-Switching des erreurs d'anticipation $\pi_t - \pi_t^e$. Elle autorise un changement de la dynamique selon le régime inflationniste s_t (qui est supposé suivre un processus markovien d'ordre 1) et permet de mieux identifier les attentes d'inflation π_t^e .

- Si $\alpha = \gamma = 0$ alors $\pi_t^e = E(\pi_t | \Omega_{t-1})$ où Ω_{t-1} est l'ensemble d'information disponible à la date $t - 1$. Dans ce cas les anticipations sont rationnelles.
- Si $\alpha = \gamma = 0 = \sigma^\pi = 0$ alors $\pi_t = \pi_t^e$ et les anticipations sont parfaites. Ce cas de figure correspond à une information parfaite dans le modèle de Lucas (1973).
- Si α est statistiquement différent de zéro, les anticipations d'inflation sont un estimateur biaisé de l'inflation, ce qui est contraire à l'hypothèse d'anticipations rationnelles. D'autre part, un γ significativement non nul peut signifier que toute l'information de la période précédente n'a pas été exploitée ce qui peut paraître également incohérent avec l'hypothèse

d'anticipations rationnelles.

La déviation systématique des anticipations à l'inflation observée a été interprétée en ces termes par Figlewski et Watchel (1981) et Zarnowitz (1985) parmi d'autres. Une autre explication (Evans et Watchel, 1993) est que les prévisionnistes peuvent agir rationnellement, mais font face à un problème de prévision compliqué qui rend leurs erreurs de prévision inévitables. Si les prévisionnistes anticipent un changement structurel dans le processus d'inflation qui s'est déjà vérifié dans le passé, leurs erreurs de prévisions, bien que rationnelles peuvent être autocorrélées ou systématiquement différentes de zéro. Elles peuvent être biaisées ex-post si par exemple l'inflation est dans un régime "haut" mais que les prévisionnistes perçoivent qu'il y a une probabilité non nulle d'un changement vers le régime "bas". Dans ce cas leurs prévisions sous-estiment systématiquement l'inflation. Ce phénomène est appelé "biais ex-post" dans la littérature.

D'autre part, lorsque un changement de régime de politique monétaire intervient, les agents peuvent ne pas l'identifier et interpréter leurs erreurs de prévision comme le résultat de chocs dans l'économie et non comme un changement de politique monétaire. Dans ce cas les agents continuent de prédire en pensant qu'ils sont dans le régime précédent. Inversement, la perception d'un changement de régime n'a pas besoin d'être causé par un changement de politique monétaire. Des chocs innattendus peuvent réduire la crédibilité du régime de politique monétaire qui pourtant est toujours en place. Si les agents croient à tort que le régime a été modifié, alors les anticipations seront éloignées des valeurs réelles du régime courant. Par conséquent, en période d'incertitude, des erreurs autocorrélées ou non nulles en espérance ne doivent pas être systématiquement interprétées dans la représentation (5) comme une absence de rationalité. Le biais de prévision peut être expliqué par l'incertitude à propos du vrai régime de l'économie.

L'équation (6) est la courbe de Phillips à changements de régime, présentée dans la section

précédente, dans laquelle on suppose que le taux de chômage naturel \bar{U}_t varie dans le temps.

La dynamique des composantes inobservables π_t^e et \bar{U}_t est décrite dans les équations d'état suivantes:

$$\pi_t^e = \mu_{s_t}^{\pi^e} + \rho_{s_t}^{\pi^e} \pi_{t-1}^e + \sigma_{s_t}^{\pi^e} \varepsilon_t^{\pi^e} \quad (7)$$

$$\bar{U}_t = \bar{U}_{t-1} + \sigma^{\bar{U}} \varepsilon_t^{\bar{U}} \quad (8)$$

$$\varepsilon_t^{\pi^e} \rightarrow N(0, 1)$$

$$\varepsilon_t^{\bar{U}} \rightarrow N(0, 1)$$

Les attentes d'inflation π_t^e , qui sont considérées comme sous-jacentes à l'inflation, partagent la même dynamique Markov-Switching.⁵

Le changement de volatilité de l'inflation doit se refléter dans le changement de volatilité des attentes. Par exemple, le passage d'un état d'inflation peu volatile à un état d'inflation très volatile va entraîner des anticipations plus incertaines et donc plus volatiles. Et cette incertitude globale doit modifier également la dynamique des erreurs d'anticipation ce qui explique pourquoi le régime s_t affecte à la fois les attentes d'inflation et les erreurs d'anticipation.

Concernant le taux de chômage naturel (équation 7), nous choisissons une spécification, ainsi qu'un calibrage pour $\sigma^{\bar{U}}$, équivalents à ceux de Gordon (1997). La marche aléatoire capture l'effet d'hystérésis. La notion d'hystérésis en économie évoque l'idée que les récessions peuvent laisser des cicatrices permanentes sur l'économie en modifiant le taux de chômage. Une longue période de chômage peut modifier l'attitude d'une personne envers le travail de telle sorte qu'elle souhaite

⁵A la différence près que les attentes sont représentées en niveau, et non dans une représentation Dickey-Fuller, ce qui rend la forme espace-état plus facile à écrire. Notons que si $\rho = \sigma = 0$ les anticipations sont statiques.

moins travailler. Un chômeur de longue durée peut également perdre une partie de ses compétences, ou posséder un savoir-faire obsolète. Dans les deux cas la récession inhibe de manière permanente le processus de recherche d'emploi et accroît le volume du chômage structurel. La récession peut également affecter de manière permanente le taux de chômage naturel en modifiant le processus de détermination des salaires. Ceux qui perdent leur emploi ne sont plus dans le processus de fixation des salaires. Ils sont appelés les "outsiders". Par opposition les "insiders" influencent le processus de détermination des salaires parce qu'ils ont un emploi et sont proches des syndicats. Si les "insiders" sont plus préoccupés par des salaires élevés que par l'emploi, la récession peut pousser de manière permanente le niveau des salaires réels au-delà du niveau d'équilibre et accroître ainsi le volume du chômage d'attente.⁶

4 Résultats et interprétations

L'analyse empirique est menée sur données trimestrielles américaines du taux de chômage et du taux d'inflation (indice des prix à la consommation) pour la période 1971:03-2003:03.⁷ Le modèle est estimé par la méthode EM développée dans Hamilton (1994, chap 22).

4.1 Modèle de l'inflation

Le résultat de l'estimation du modèle univarié (4) est présenté dans le tableau 1 en annexe 2.

Nous trouvons $\hat{\beta}_0 = -0.11$ avec une t -stat de -1.4 et $\hat{\beta}_1 = -0.80$ avec une t -stat égale à -8.86 .

Ces résultats sont un indice de processus I(1) dans l'état 0 et un indice de stabilité de l'état 1.

⁶Pour plus de détails sur l'impact de l'hystérésis voir Blanchard et Summers (1988).

⁷Nous choisissons délibérément le troisième trimestre 1971 comme première observation. Pour un échantillon plus long il y a le risque de voir apparaître un troisième état inflationniste. Ce qui implique trois états d'inflation anticipée dans la représentation espace-état. Et l'estimation du modèle à un régime à trois états capture des états extrêmes qui sont difficile à interpréter.

D'autre part $\hat{\mu}_1$ est significativement différent de zéro. Par conséquent, pour $\beta_1 = 0$, le processus serait I(1) avec dérive dans l'état 1. Le graphique 1 en annexe 2 montre que cette hypothèse est irréaliste. Dans l'état 1, la série est stable autour d'une valeur moyenne proche de 2.5. Par conséquent l'état 1 est stationnaire.

Nous vérifions alors l'hypothèse $H_0 : \beta_0 = 0$ contre $H_1 : \beta_0 < 0$ sachant que l'état 1 est stationnaire. Comme la distribution asymptotique de la statistique de test $(\frac{\hat{\beta}_0}{\hat{\sigma}(\hat{\beta}_0)})$ sous l'hypothèse: $\beta_0 = 0$ n'est pas connue en présence de changements de régime, ses valeurs critiques sont calculées à l'aide d'une procédure de Monte-Carlo (5000 répliques) décrite ci-dessous.

4.1.1 Méthode de simulation

Soit le processus générateur de données (PGD) suivant:

$$\begin{aligned}
 G & : \quad \Delta y_t = \left(\sum_{i=1}^k \hat{\phi}_{i0} \Delta y_{t-i} + \hat{\theta}_0 \eta_t \right) (1 - x_t) + (\hat{\mu}_1 + \hat{\beta}_1 y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{\phi}_{i1} \Delta y_{t-i} + \hat{\theta}_1 \eta_t) x_t \\
 \eta_t & \rightarrow N(0, 1) \\
 x_t & = \{1, 0\}, \quad \hat{q} = \Pr(x_t = 0 / x_{t-1} = 0), \quad \hat{p} = \Pr(x_t = 1 / x_{t-1} = 1)
 \end{aligned}$$

où $\hat{\mu}_1, \hat{\beta}_1, \hat{\phi}_{ix_t}, \hat{\theta}_{x_t}, \hat{p}, \hat{q}$ sont les coefficients estimés du modèle (4). Le modèle estimé est le suivant:

$$E : \Delta y_t = (\mu_0 + \beta_0 y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \phi_{i0} \Delta y_{t-i} + \theta_0 \eta_t) (1 - x_t) + (\mu_1 + \beta_1 y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \phi_{i1} \Delta y_{t-i} + \theta_1 \eta_t) x_t$$

Pour les 1000 répliques Monte-Carlo le modèle G est généré, le modèle E est estimé. Nous obtenons ainsi 1000 valeurs $(\frac{\hat{\beta}_0}{\hat{\sigma}(\hat{\beta}_0)})$ qui représentent la distribution de la t -stat sous H_0 , dont les valeurs critiques sont présentées dans le tableau 2 en annexe 2.

4.1.2 Résultats

H_0 n'est pas rejetée pour un seuil de risque de 10% ($-2.19 < -1.4$). L'inflation semble donc occasionnellement intégrée sur cette période. L'état 0 est un état I(1) alors que l'état 1 est un état stable. Nous estimons alors le modèle contraint dans lequel le processus est I(1) dans l'état 0.

Dans l'état 0 le taux d'inflation moyen empirique est bien supérieur à celui de l'état 1.⁸ D'autre part la variabilité de l'inflation augmente avec son niveau ($\theta_0 > \theta_1$). Ce résultat est compatible avec ceux de Ball (1992) et Evans et Watchel (1993). Les estimateurs des probabilités de transition qui gouvernent la dynamique de x_t indiquent que les deux états sont fortement persistents.

La figure 2 en annexe 2 montre la probabilité d'être dans l'état I(1).⁹ Elle est très forte jusqu'au quatrième trimestre 1990 lorsque le processus change radicalement. De 1991 à début 1999 le processus devient stable avant de dévier graduellement vers un processus de nouveau instable jusqu'à fin 2003.

L'état instable regroupe à la fois les périodes de crises pétrolières (1973, 1979), de politique monétaire de Volker (1979-1982) du contre choc pétrolier de 1986 et la récession de 1990. Les chocs d'offre successifs des années 70 sont probablement une des causes de l'instabilité de l'inflation que la politique de Volker n'a pas réussi à stabiliser. L'instabilité de 1982 à 1986 puis de 1986 à 1991 est plus difficile à expliquer. La période stable 1991-1998 témoigne du succès de la politique monétaire à contenir l'inflation.

⁸La moyenne empirique du taux d'inflation est $\bar{\pi}_0 = \frac{\sum_{t=1}^T \pi_t \Pr(x_t=0)}{\sum_{t=1}^T \Pr(x_t=0)}$, $\bar{\pi}_1 = \frac{\sum_{t=1}^T \pi_t \Pr(x_t=1)}{\sum_{t=1}^T \Pr(x_t=1)}$ pour les états 0 et 1.

⁹On notera que les probabilités sont quasiment identiques pour les modèles contraint (l'état 0 est I(1)) et non contraint, ce qui renforce l'idée d'une restriction bien appropriée.

4.2 Représentation Espace-Etat à changements de régime

Etant donné que l'inflation est occasionnellement intégrée, nous supposons que l'inflation anticipée l'est également, et nous posons deux états pour s_t dans le modèle EE-MS avec

$$p_{00} = \Pr(s_t = 0/s_{t-1} = 0) \tag{9}$$

$$p_{11} = \Pr(s_t = 1/s_{t-1} = 1)$$

les probabilités de survie des états 0 et 1. Nous posons arbitrairement que l'état 0 correspond à des anticipations instables ($\rho_0^{\pi^e} = 1, \mu_0^{\pi^e} = 0$) et l'état 1 à des anticipations stables ($\rho_1^{\pi^e} < 1$). Pour la volatilité du taux naturel de chômage, nous fixons $\sigma^{\bar{U}}$ à 0.2 à l'instar de Gordon (1997).¹⁰

Pour estimer le modèle EE-MS, il est nécessaire de passer à une représentation espace-état. Cette représentation est donnée en annexe 1. Ensuite, nous adoptons la méthode d'estimation de Kim (1994) développée dans le premier chapitre. Les résultats de l'estimation sont reportés en annexe 3 dans le tableau 3.

4.2.1 Classification des états

On peut résumer les deux états dans le tableau suivant

s_t	Régime d'attentes d'inflation	Régime des erreurs	Courbe de Phillips	
0	instable et très volatile	erreurs I(1) avec dérive	$\lambda = -0.31$	(10)
1	stable et peu volatile	erreurs autocorrélées	$\lambda = -0.41$	

¹⁰Ce calibrage rend, selon Gordon (1997), un taux naturel variable dans le temps compatible avec la vision de Friedman d'un taux de chômage consistant avec une inflation stable en absence de chocs d'offre, et se modifiant lentement.

Etat 0 Par définition c'est un état instable et très volatile pour les anticipations d'inflation. Cet état coïncide avec les périodes instables de l'économie américaine (voir figure 3 en annexe 3) marquées par le premier choc pétrolier de 73, le deuxième choc pétrolier et la politique de Volker (79-82), la récession de 1990, et la récession récente de 2001.

Pour ces périodes, les erreurs d'anticipation sont I(1) ($\hat{\gamma}_0 = 1$). Les anticipations sont-elles pour autant irrationnelles? D'après la discussion de la section 3.2.2, ces erreurs d'anticipation systématiques peuvent être le résultat d'un "biais ex-post". A la suite de la première crise pétrolière et pendant la période Volker il y a une surestimation de l'inflation. Pour ces périodes les attentes sont toujours supérieures à l'inflation (figure 4) ce qui implique des erreurs négatives (figure 3). Les agents, se référant au passé récent très inflationniste et à l'incapacité de la Banque Fédérale à endiguer l'inflation, accordent toujours une probabilité élevée au régime de forte inflation, ce qui a pu avoir pour conséquence une inflation surestimée.

Enfin on obtient un coefficient de dilemme négatif comme le prédit la théorie à court terme.

Etat 1 Dans cet état, les anticipations sont stables ($\rho_1^e < 1$) et moins volatiles que dans l'état précédent.

Les erreurs sont fortement autocorrélées et de volatilité quasiment nulle. Pour cet état, qui correspond à des périodes économiques plus stables, il est difficile de justifier l'autocorrélation par un "biais ex-post" dans la mesure où, du moins pour la période post 1990, la politique monétaire est reconnue comme crédible et aversive à l'inflation. Il n'y a pas de raison de craindre un état de forte inflation. On observe sur la figure 3 que les anticipations qui surestimaient l'inflation s'ajustent lentement vers sa vraie valeur pour finalement la sous-estimer. Ce comportement, plutôt adaptatif, ne peut pas être celui d'un agent rationnel en période de stabilité, ce qui infirme l'hypothèse

d'anticipations rationnelles du modèle de Lucas (1973).

Par contre le coefficient de dilemme est plus élevé (en valeur absolue) que celui de l'état 0. Ce constat confirme le résultat théorique de Lucas présenté dans la première section.

4.2.2 L'énigme 90 résolue?

En autorisant le coefficient de dilemme à changer avec le régime des attentes d'inflation, nous trouvons une courbe de Phillips négative pour la période post 90. Comment expliquer par cette courbe, la légère déflation observée alors que le chômage diminue?

La figure 5 montre que le taux de chômage passe en dessous de son taux naturel après 1993, qui diminue également mais pas à la même vitesse. Dans le même temps on note une sous-estimation de l'inflation (voir figure 4). Comme l'écart de chômage (limité par la diminution du taux naturel) est compensé par la sous-estimation de l'inflation, il ne pousse pas à la hausse le taux d'inflation. La diminution du taux naturel associée à la sous-estimation de l'inflation peut expliquer en partie l'énigme des années 1990, sans que la courbe de Phillips ne soit remise en cause.

La chute du taux naturel ces dix dernières années s'explique dans la littérature par trois facteurs principaux: les nouveaux chocs d'offre de prix (Gordon, 1998), les facteurs d'offre affectant la détermination des salaires (Katz et Krueger, 1999), la compétition accrue et l'accélération de la croissance de la productivité (Blanchard et Katz, 1997, 1999). La sous-estimation de l'inflation pour cette période reste difficile à expliquer.

Conclusion

Le modèle de Lucas (1973) nous dit qu'en période de forte (faible) volatilité des prix, l'individu assimile moins (plus) un changement de prix à un changement de prix relatif, ce qui diminue

(augmente) l'effet sur la production. Cette différence dans l'impact de la volatilité est appréhendée dans une nouvelle courbe de Phillips à changements de régime. Le coefficient de dilemme dépend directement du régime de volatilité de l'inflation.

Le modèle empirique que nous développons ensuite, introduit la courbe de Phillips à changements de régime des attentes d'inflation (lié au régime de volatilité de l'inflation) comme équation de mesure, en supposant que le régime suit un processus markovien d'ordre 1.

La nouvelle courbe de Phillips à changements de régime incorpore les attentes d'inflation qui sont inobservables. Nous avons présenté une approche nouvelle pour les extraire. L'asymétrie de l'inflation, révélée dans la section 2.1, peut refléter celle des anticipations. Par conséquent nous choisissons de leur imposer la même dynamique occasionnellement intégrée. Dans un état les attentes sont supposées $I(1)$ et dans l'autre, la dynamique autorégressive stationnaire et la volatilité sont estimées par le filtre de Kalman.

D'autre part, de façon à mieux identifier le type d'anticipations, nous ajoutons la dynamique des erreurs d'anticipations qui est autorisée à changer avec le régime des attentes

Cette modélisation à l'avantage de traiter les deux non linéarités qui caractérisent la courbe de Phillips, à l'aide d'un seul objet. Le changement de régime markovien affecte simultanément la dynamique des attentes et le coefficient de dilemme.

L'estimation du modèle conduit aux résultats suivants. En périodes d'incertitudes économiques, où les attentes sont beaucoup plus volatiles qu'en période stable, le coefficient de dilemme est plus faible en valeur absolue. Ce qui conduit à valider en partie le modèle de Lucas. En partie seulement, car la forte persistance des erreurs d'anticipation en période de stabilité ne plaide pas en faveur de la rationalité des agents supposée dans son modèle.

Ensuite, le modèle identifie pour la période post 93, une diminution du taux naturel et une sous estimation de l'inflation; ce qui expliquerait pourquoi la déflation observée est bien compatible avec une diminution du chômage et une courbe de Phillips de court terme.

Cependant, les résultats de l'estimation imposent une limite. On ne peut pas utiliser les tests standard pour tester si la différence entre les deux coefficients de dilemme est significative dans la mesure où les erreurs d'anticipation sont $I(1)$ dans un des états. Une alternative serait de simuler la distribution d'une statistique de test telle que la statistique du ratio de vraisemblance sous l'hypothèse d'erreur $I(1)$ dans un des états. C'est un travail de simulation qui est couteux en temps de calcul, du fait de la complexité et la fragilité de l'estimation d'un tel modèle. Il est laissé pour des recherches futures. A ce stade de la recherche, la différence observée entre les deux coefficients de dilemme doit être interprétée avec prudence, puisque nous n'avons pas effectué de test formel pour évaluer la significativité de cette différence.

Enfin, il serait intéressant de contrôler la robustesse du résultat en utilisant des données d'enquêtes sur les attentes d'inflation telles que les données Livingston, ou les données des prévisionnistes professionnels.

References

- [1] Ang A, Beakaert G. 1998. Regime Switches in Interest Rates, *NBER Working Paper* **W6508**.
- [2] Bakshi H, Yates A. 1998. Are UK Inflation Expectations Rational?, *Bank of England Working Paper* **81**.
- [3] Ball L. 1992. Why Does High Inflation Raise Inflation Uncertainty? *Journal of Monetary Economics* **29**: 371-388.
- [4] Bank of Canada. 1998. Information in financial asset prices, Bank of Canada, Ottawa.
- [5] Blanchard O, Katz LF. 1997. What do we Know and do not Know about the Natural Rate of Unemployment, *Journal of Economic Perspectives* **11**: 53-92.
- [6] Blanchard O, Katz LF. May 1999. Wage Dynamics: Reconciling Theory and Evidence, *American Economic Review. Papers and Proceedings* **89 No 2**: 69-74.
- [7] Blanchard O, Summers LH. May 1988. Beyond the Natural Rate Hypothesis, *American Economic Review* **78**: 182-187.
- [8] Brainard WC, Perry GL. 2000. Making Policy in a Changing World, in *Economic Events, Ideas, and Policy: The 1960s and After*, James Tobin and George Perry éd., Brookings.
- [9] Brayton F, Robert JM, Williams J. september 1999. What's Happened to the Phillips Curve? Federal Reserve Board, Division of Research and Statistics: 38 pages.
- [10] Brinner RE. january/february 1999. Is Inflation Dead, *New England Economic Review*, Federal Reserve Bank of Boston: 37-49
- [11] Carlson JA, Parkin M. 1977. Inflation Expectations, *Economica* **42**: 123-138.

- [12] Clark PB, Laxton D, Rose D. march 1996. Asymetry in the US Output-Inflation, *IMF Staff Papers* **43**: 216-251.
- [13] Debelle G, Laxton D. 1997. Is the Phillips Curve Really a Curve?, *IMF Staff Papers* **44**: 249-282.
- [14] Eisner R. 1997. A new view of the NAIRU, *Improving the Global Economy*, R. Davidson et J. Kregel (éd.), United Kingdom: 196-230.
- [15] Evans M, Wachtel. 1993. Inflation Regimes and the Source of Inflation Uncertainty, *Journal of Money Credit and Banking* **25 No 3**: 475-511.
- [16] Fauvel Y, Guay A, Paquet. Novembre 2002. What has the U.S. Phillips Curve Been Up To?, miméo, Centre interuniversitaire sur le risque, les politiques économiques et l'emploi, Université du Québec à Montréal.
- [17] Figlewski S, Wachtel P. February 1981. The Formation of Inflationary Expectations, *The review of economics and Statistics* **53**: 1-10.
- [18] Fillion JF, Léonard A. 1997. La Courbe de Phillips au Canada: un Examen de Quelques Hypothèses, Document de Travail **No 17-3**, Banque du Canada, Ottawa: 30 pages.
- [19] Gordon RJ. 1997. The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy, *Journal of Economic Perspectives* **11**, 11-32
- [20] Hamilton JD. 1994. *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Pinceton.
- [21] Katz LF, Kruger AB. 1999. The High-Pressure U.S. Labor Market of the 1990s, *Brookings Paper on Economic Activity* **No 1**: 1-65.

- [22] Kim CJ. 1994. Dynamic Linear Models with Markov-Switching, *Journal of Econometrics* **60**: 1-22.
- [23] Laxton D, Rose D, Tambakis D. 1998. The U.S. Phillips Curve: The Case for Asymmetry, *Journal of Economic Dynamics and Control* **23**: 1459-1485.
- [24] Lucas RE. 1973. Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs, *The American Economic Review* **63**: 326-334.
- [25] Mylonas P, Schich ST. 1999. The use of financial market indicators by monetary authorities, *OECD Economics Department Working Paper*; **223**.
- [26] Okun AM. 1962. Potential GNP: Its Measurement and Significance, in *Proceedings of the Business and economics Statistics Section, American Statistical Association* (Washington, D.C.: American Statistical Association).
- [27] Rich RW, Rissmiller D. 2000. Understanding the recent behavior of U.S. Inflation, *Current Issues in Economics and Finance*, Federal Reserve Bank of New-York, **6 no 8**: 1-6.
- [28] Ricketts N, Rose D. 1995. Inflation, Learning and Monetary Policy Regimes in the G-7 Economies, Working Paper **No 95-6**, Bank of Canada.
- [29] Simon J. 1996. A Markov-Switching Model of Inflation in Australia, Research Discussion Paper **No 9611**, Reserve Bank of Australia; 24 pages.
- [30] Staiger D, Stock JH, Watson MW. 1997a. The NAIRU, Unemployment and Monetary Policy, *Journal of Economic Perspectives* **11**: 33-49.

- [31] Staiger D, Stock JH, Watson MW. 1997b. How Precise are Estimates of the Natural Rate of Unemployment?, in Romer C and Romer D, *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, Chicago University Press, Chicago: pp 195-242.
- [32] Zarnowitz V. October 1985. Rational Expectations and Macroeconomic Forecasts, *Journal of Business and Economic Statistics* **3**: 289-311.

Annexe 1: Représentation espace-état du modèle EE-MS

Equation de mesure:

$$\begin{bmatrix} \pi_t \\ U_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{s_t} & \gamma_{s_t} \\ \lambda_{s_t} \alpha_{s_t} & \gamma_{s_t} \lambda_{s_t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ \pi_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & -\gamma_{s_t} & 0 \\ 0 & -\gamma_{s_t} \lambda_{s_t} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_t^e \\ \pi_{t-1}^e \\ \bar{U}_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_t^\pi \\ v_t^U \end{bmatrix}$$

Equation d'état:

$$\begin{bmatrix} \pi_t^e \\ \pi_{t-1}^e \\ \bar{U}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{s_t}^{\pi^e} \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \rho_{s_t}^{\pi^e} & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \pi_{t-1}^e \\ \pi_{t-2}^e \\ \bar{U}_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t^{\pi^e} \\ 0 \\ \varepsilon_t^{\bar{U}} \end{bmatrix}$$

Annexe 2

Tableau 1: Estimateurs du Maximum de Vraisemblance du modèle

$$\Delta\pi_t = \mu_{x_t} + \beta_{x_t}\pi_{t-1} + \sum_{i=1}^k \phi_{ix_t}\Delta\pi_{t-i} + \theta_{x_t}\eta_t$$

	Modèle non contraint		Modèle contraint: l'état 0 est I(1)	
	$x_t = 0$	$x_t = 1$	$x_t = 0$	$x_t = 1$
$\hat{\mu}$	0.82 [1.57]	2.1 [6.36]	-	2.13 [6.38]
$\hat{\beta}$	-0.11 [-1.4]	-0.80 [-8.67]	-	-0.8 [-8.86]
$\hat{\phi}_1$	-0.44 [-3.85]	-0.11 [-1.02]	-0.51 [-5.02]	-0.1 [-1]
$\hat{\phi}_2$	-0.38 [-3.7]	-0.20 [-1.92]	-0.42 [-4.19]	-0.18 [-1.83]
$\hat{\theta}$	2.40 [11.49]	0.80 [6.36]	2.43 [11.58]	0.80 [6.14]
$\bar{\pi}$	5.94	2.76	5.97	2.71
\hat{q}	0.96 [3.50]		0.95 [3.55]	
\hat{p}	0.92 [2.73]		0.91 [2.73]	
durée	6.25 ans	3.125 ans	5 ans	2.7 ans
$\ln(L)$	-263.76		-265.01	

Notes: les t -stat sont entre crochets. Le nombre de retards k est évalué par la méthode du $k - max$.

Tableau 2

Table des valeurs critiques

$$H_0 : \beta_0 = 0$$

seuil de risque	10%	5%	1%
valeurs critiques de $\frac{\hat{\beta}_0}{\hat{\sigma}(\hat{\beta}_0)}$	-2.19	-2.54	-2.96

Note: Le nombre de réplication est de 5000.

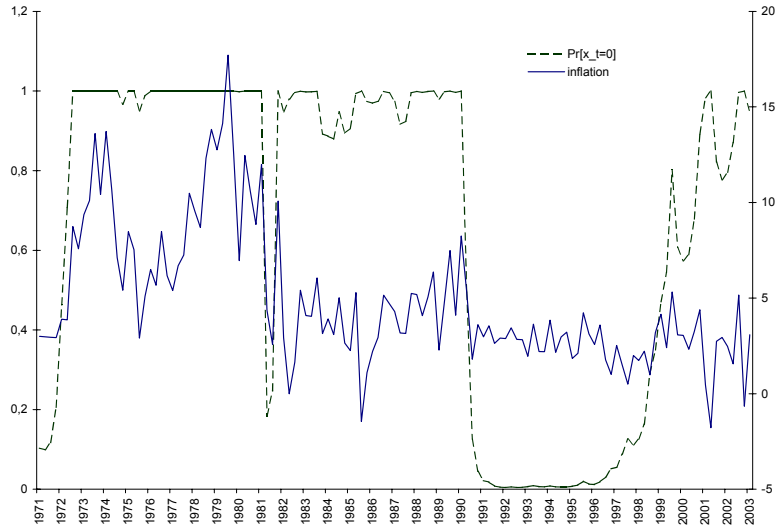


Figure 1: Modèle non contraint

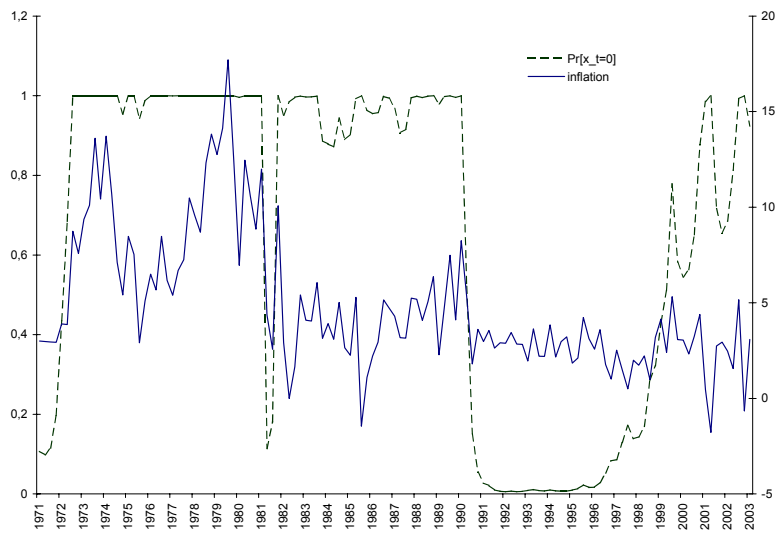


Figure 2: Modèle contraint: l'état 0 est I(1)

Annexe 3

Tableau 3: Estimateurs du maximum de vraisemblance du modèle

$$\left\{ \begin{array}{l} \pi_t - \pi_t^e = \alpha_{s_t} + \gamma_{s_t}(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^e) + \sigma_{s_t}^\pi \varepsilon_t \\ U_t - \bar{U}_t = \lambda_{s_t}(\pi_t - \pi_t^e) + \sigma^U \eta_t \end{array} \right\}$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \pi_t^e = \mu_{s_t}^{\pi^e} + \rho_{s_t}^{\pi^e} \pi_{t-1}^e + \sigma_{s_t}^{\pi^e} \varepsilon_t^{\pi^e} \\ \bar{U}_t = \bar{U}_{t-1} + \sigma^{\bar{U}} \bar{\varepsilon}_t^{\bar{U}} \end{array} \right\}$$

		$s_t = 0$		$s_t = 1$	
		estim.	t-stat	estim.	t-stat
$\pi_t - \pi_t^e$	α	-1.22	-1.99	0.20	-0.22
	γ	1	12.4	0.9	42.63
	σ^π	1.2	2.22	9 ^e -7	4 ^e -6
$U_t - \bar{U}_t$	λ	-0.31	-2.41	-0.41	-2.45
	σ^U	6 ^e -7	1 ^e -5	6 ^e -7	1 ^e -5
π_t^e	μ^{π^e}	0	-	0.75	2.16
	ρ^{π^e}	1	-	0.85	16.78
	σ^{π^e}	3.66	7.06	1.74	12.73
	p_{00}	0.75	1.84		
	p_{11}	0.92	5.54		
	$\ln(L)$	-66.20			

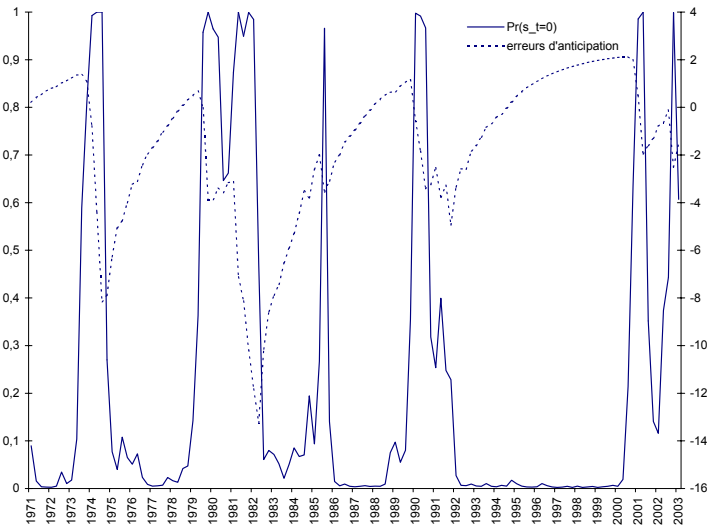


Figure 3: Probabilités filtrées de l'état 0 et erreurs d'anticipation

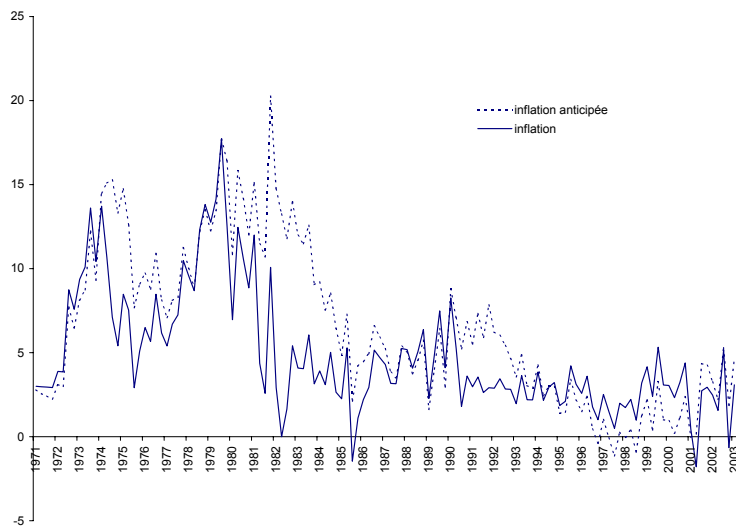


Figure 4: Inflation et inflation anticipée

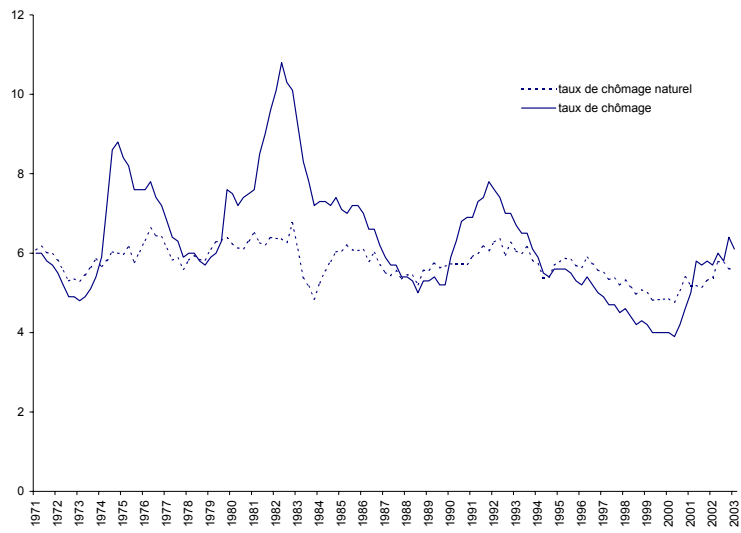


Figure 5: Taux de chômage et taux de chômage naturel