

Structure par terme et règle de politique monétaire : Application à la France

Charlotte LESPAGNOL*

avril 2003

Première version

Résumé

Théoriquement, les actions de politique monétaire *via* le maniement des taux courts nominaux se transmettent à l'économie le long de la structure par terme des taux d'intérêt. L'absence de vérification empirique de ces relations entre les taux à différentes maturités, et partant de la transmission de la politique monétaire, remet en cause l'efficacité même des interventions des banques centrales. Cependant, l'abondante littérature relative aux règles de politique monétaire montre l'importance de ces instruments de taux permettant de modéliser le comportement des autorités monétaires.

Traditionnellement, les tests empiriques usuels de vérification de la structure des taux tiennent uniquement compte des taux d'intérêt. Ils ne s'intéressent pas au système économique dans son ensemble, *a priori* largement interdépendant. Nous tentons donc à l'aide d'un modèle macroéconomique et d'une règle monétaire « de type Taylor » de reconcilier l'idée d'une transmission de la politique monétaire des taux courts aux taux à plus long terme.

Dans un premier temps, nous cherchons à estimer un modèle macroéconomique simplifié de la France. Ensuite, nous simulons des séries de taux courts anticipés afin d'en déduire des taux à plus longue maturité. De la proximité constatée entre les taux observés à différentes échéances et les résultats des simulations, nous pourrions alors traiter de la pertinence de la théorie des anticipations de la structure par terme des taux.

Classification JEL : C5, E43, E52.

Mots clé : Structure par terme des taux, modèle macroéconomique, règle monétaire, simulations stochastiques.

*Laboratoire d'Economie d'Orléans (UMR 6586), rue de Blois B.P. 6739, 45067 ORLEANS Cedex 2.
E-mail, charlotte.lespagnol@univ-orleans.fr

Introduction

La théorie de la structure par terme des taux d'intérêt est largement admise dans la littérature relative à la politique monétaire, puisqu'elle permet de justifier que les impulsions des autorités monétaires sont transmises, le long de cette courbe des taux, aux taux longs représentatifs de l'activité.

Dans ce cadre, l'absence de vérification empirique de la structure par terme des taux d'intérêt¹ se révèle problématique. Elle est généralement attribuée à une forte variabilité de la prime de terme ou à la non rationalité des anticipations. De nombreux tests ont en effet eu tendance à rejeter une à une les différentes méthodes d'explication de cette théorie (notamment dans le cadre des Etats-Unis, on peut citer Shiller (1979), Shiller, Campbell & Schoenholtz (1983), Fama (1984a), Campbell & Shiller (1987), Gerlach (1996)). Cependant, toute cette littérature se base seulement sur l'estimation d'équations de taux d'intérêt.

La première implication de la théorie des anticipations est que le spread de taux doit prédire correctement les variations attendues du taux court. Pour vérifier cela, la méthodologie employée par Campbell & Shiller (1987) sur données américaines entre 1959 et 1978, est couramment utilisée. Ils dérivent de l'écriture d'un VAR des prévisions de taux court afin d'en déduire le taux long théorique qui sera alors comparé au taux long observé. Bien que ces deux auteurs rejettent statistiquement la théorie des anticipations dans le cadre de la structure par terme, leur méthodologie offre la possibilité d'évaluer la qualité d'ajustement du modèle. Ils trouvent alors que la théorie explique une large proportion de la variance du spread 20 ans-1 mois. Hardouvelis (1994), utilisant la même technique sur une période un peu plus longue (1954Q3-1992Q2), confère quant à lui, moins de crédit à la théorie des anticipations en annonçant que le spread prédit la mauvaise direction dans le changement futur du taux long. Dans la même lignée, Gerlach (1996) cherche à vérifier la même hypothèse pour les pays du G-10 ainsi que pour l'Australie, l'Autriche et l'Espagne, sur des périodes de temps variables selon les pays. Comme précédemment, il rejette la théorie des anticipations pour les Etats-Unis mais aussi pour l'Autriche, la Belgique, la Suède, l'Italie et l'Espagne. A contrario, il trouve un résultat favorable à l'hypothèse testée pour l'Australie, le Canada, la France, l'Allemagne, le Japon, les Pays-Bas, la Suisse et le Royaume-Uni.

Les contradictions entre ces différentes études peuvent être relatives à des possibles modifications brutales dans l'évolution des taux d'intérêt, notamment des taux courts. On pense pour les Etats-Unis à la politique de base monétaire menée sur la période d'octobre 1979 à octobre 1982 par la Réserve Fédérale. Mankiw & Miron (1986) montrent, sur des taux à 3 et 6 mois, que la théorie des anticipations correspondait mieux au comportement de la structure des taux avant la création de la Fed en 1913. Ils affectent cette observation au caractère « plus prévisible » des taux d'intérêt avant la première guerre mondiale. Hamilton (1988), de son côté, en développant un modèle autorisant les changements de

¹En fait, les tests d'existence d'une structure par terme des taux correspondent à la confirmation de la seule théorie des anticipations.

régime, parvient à réconcilier la théorie des anticipations rationnelles comme fondement de la structure par terme des taux pour les Etats-Unis. Pour cela, il écrit les processus des taux longs et courts de façon non linéaire en y ajoutant une contrainte représentative de la rationalité des agents. L'acceptation de ce système contre une série d'alternatives établit la conclusion recherchée de manière robuste.

Outre la méthodologie mis en oeuvre par Campbell et Shiller, un autre test possible de la théorie des anticipations consiste à juger si le taux à terme est un prédicteur sans biais des taux courts futurs (Fama (1984a), Fama & Bliss (1987), Mishkin (1988)). En régressant simplement la différence entre deux taux spots de maturité différente sur l'écart entre le taux *forward* et le taux comptant d'échéance plus faible, les auteurs précédemment cités concluent que la structure par terme prédit correctement les mouvements des taux spots plusieurs mois dans le futur.

Malgré l'unique prise en compte de taux d'intérêt, l'ensemble de ces techniques de vérification semble néanmoins convenir à la définition usuelle de la structure par terme, à savoir que le taux long se décompose en une somme pondérée de taux courts futurs et d'une prime de risque indépendante du temps sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles. Cependant, en situation d'information limitée sur la valeur des taux anticipés, il est impossible de discriminer entre les erreurs de prévision et les variations de la prime de risque. Donc en dépit de l'imputation, par de nombreuses études, du rejet de la structure par terme à la variabilité de la prime il est important de rappeler que l'incertitude sur la valeur des anticipations est aussi évidemment responsable de l'échec des tests empiriques de la structure par terme. Or, cette incapacité à connaître les anticipations individuelles de taux d'intérêt peut être en partie résolue en utilisant l'importante littérature relative aux règles de politique monétaire (initiée par Taylor (1993)). Ces dernières sont à présent devenues courantes pour modéliser et interpréter les décisions de politique monétaire. Elles relient d'une manière générale le taux d'intérêt de court terme, supposé contrôlé par les autorités monétaires, à l'écart entre l'inflation anticipée et sa cible, et à l'output gap courant. S'il est vrai que la politique monétaire des Banques Centrales peut être expliquée par une équation simple et robuste dans le temps, on peut légitimement faire l'hypothèse que les agents économiques vont en réaliser l'apprentissage et s'en servir pour former leurs anticipations de taux courts futurs.

Considérant que la transmission de la politique monétaire se réalise effectivement le long des taux de différentes maturités, on doit, en plus de la règle, rendre compte des canaux de transmission de la politique monétaire à l'économie réelle. En d'autres termes, nous devons aussi modéliser les variables clés (la production, les prix) de l'économie. Au total, nous allons examiner un modèle simplifié mais complet, comprenant des équations d'offre et de demande, une règle de politique monétaire et la définition de la structure par terme.

La stratégie que nous allons appliquer dans cet article est novatrice en ce sens qu'elle s'attache à relier le mécanisme de formation des taux courts et la justification de la théorie de la structure par terme. Dans la lignée des travaux menés par exemple par Favero (2001)

sur les Etats-Unis et l'Allemagne, nous tentons à l'aide d'un modèle macroéconomique très simple et d'une règle monétaire « du type Taylor » de reconstituer des séries de taux courts anticipés pour la France afin d'en déduire des taux à plus longue maturité. De la proximité constatée entre les taux observés à différentes échéances et les simulations, nous pourrions alors tester autrement la théorie des anticipations de la structure par terme des taux. Nous ne faisons plus seulement appel aux taux d'intérêt mais à une modélisation complète de l'économie.

Si une règle « de type Taylor » convient pour les Etats-Unis et l'Allemagne, l'étude sur données françaises se révèle particulièrement intéressante parce que précisément on peut douter de la pertinence d'une telle règle dans ce cas, du moins avant la mise en place de la Banque Centrale Européenne. La période d'estimation s'étend de janvier 1986 à décembre 2002, afin de tenir compte premièrement des changements de politique monétaire en France et deuxièmement de la mise en place de la politique monétaire commune venant remplacer les décisions de la Banque de France.

Notre travail est organisé de la manière suivante. Dans une première section, nous exposons quelques faits stylisés de l'économie française avant de présenter les modèles macroéconomiques utilisés habituellement dans la littérature relative à la politique monétaire. Ces représentations simplifiées de l'économie comprennent quatre équations : l'offre et la demande agrégées, la structure par terme des taux d'intérêt et une règle de politique monétaire. Dans la seconde section, nous débutons par préciser les méthodes d'estimation de l'ensemble du système avant d'examiner plus en détails les résultats de ces estimations. Nous terminons notre travail en observant les résultats des simulations stochastiques qui nous amèneront à valider ou à rejeter la théorie de la structure par terme des taux d'intérêt.

1 Modélisation de l'économie française

Un modèle de politique monétaire actuel doit intégrer dans un modèle structurel les instruments et les cibles de cette politique. Partant, la définition d'une courbe de Phillips incorporant l'output gap, d'une courbe IS faisant intervenir le taux long réel et d'une règle de politique monétaire reliant le taux d'intérêt de court terme à l'inflation et à l'output gap doit être effectuée.

Comme le souligne Fuhrer (2000), la prise en compte explicite des anticipations ainsi que du comportement optimisateur des agents semblent être mise en avant pour à la fois contrer la critique de Lucas et inclure des fondements microéconomiques. Cependant, ces modèles purement *forward looking* (Woodford (1996), Rotemberg & Woodford (1997)) ne semblent pas être en accord avec les faits stylisés de l'économie. Pour tenter de prendre en compte toutes ces caractéristiques, l'estimation de modèles hybrides, c'est à dire introduisant à la fois des termes *backward* et *forward* est alors envisagée.

Néanmoins la première mise en garde avant l'estimation même de ce système d'équations concerne la nature des variables, l'output gap et l'inflation. La périodicité retenue de nos données, ie. mensuelle, engendre des interrogations concernant la définition de l'output

gap, qui est généralement trimestriel.

1.1 Faits stylisés

Cette partie présente quelques faits stylisés pour la France sur nos variables d'intérêt, l'output gap, l'inflation et les taux d'intérêt à 3 mois et à 10 ans sur la période 1980-2002 qui nous intéresse.

L'OCDE fournit une série d'output gap annuel, calculé par application d'une fonction de production Cobb-Douglas. Cette série est quasiment la seule à pouvoir être utilisée directement sans nécessiter de calcul supplémentaire. En effet, en règle générale, seul le PIB est disponible, ce qui engendre d'appliquer une des nombreuses méthodes existantes pour extraire l'output gap. La méthode employée par l'OCDE est structurelle et a donc le mérite de recourir à des fondements économiques, par opposition aux outils purement statistiques souvent utilisés mais aussi souvent décriés.

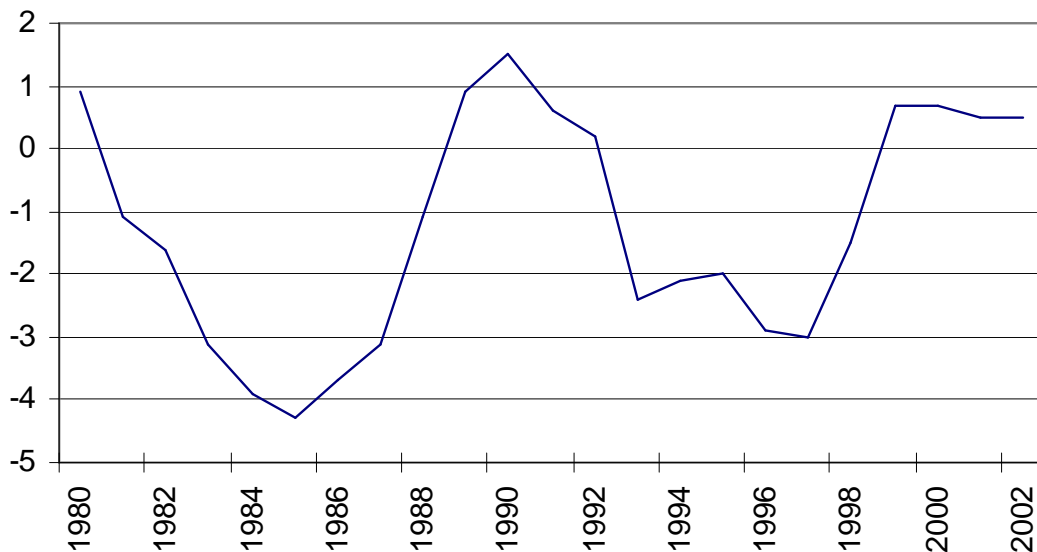


FIG. 1: Output gap - OCDE

Cependant, malgré ses fondements économiques, la série d'output gap fournie par l'OCDE ne semble pas satisfaisante. En effet, on constate qu'elle n'est pas centrée sur zéro et qu'elle amplifie, en toute vraisemblance, les phases de récession. En plus, sur une période récente, on s'attendrait plus à ce que l'output gap devienne négatif alors qu'il est et reste positif depuis 1999 pour l'OCDE. On retrouve ainsi une remarque faite par Levieuge (2002) qui justifiait la non prise en compte de la série calculée par Fagan, Henry & Mestre (2001) à partir d'une fonction de production Cobb-Douglas.

Au cours de la décennie 1980-1990, l'inflation a fortement diminué en France passant de plus de 13% à 3,5%, avec un point bas à 2,3% début 1988. La chute continua au cours des années 90 jusqu'à atteindre des niveaux extrêmement bas en 1999, aux alentours de 0,5% en moyenne. Depuis l'an 2000, l'inflation oscille autour du seuil de 2 % fixé par la BCE.

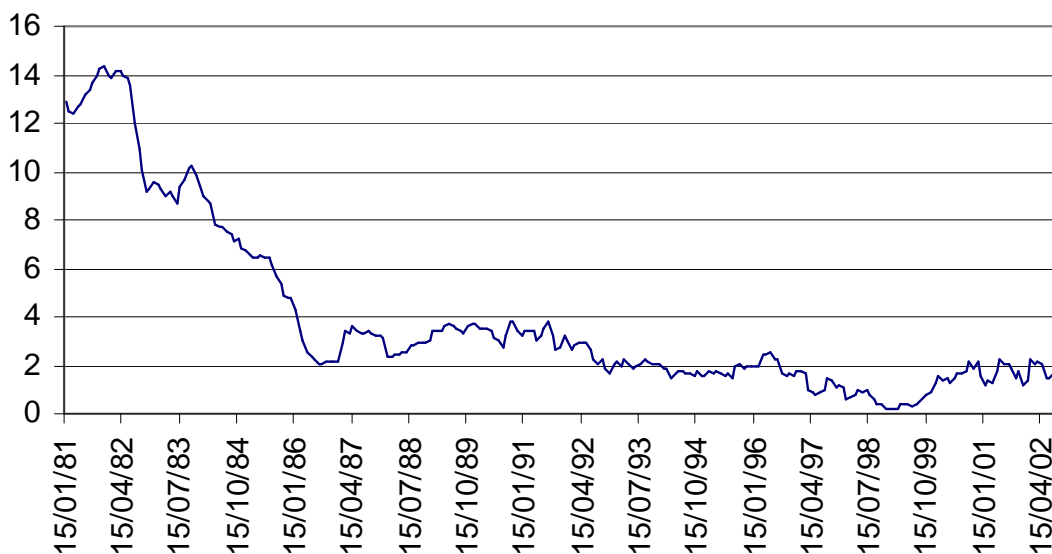


FIG. 2: Taux d'inflation

L'inflation mensuelle est calculé ici comme le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation² donné par l'I.N.S.E.E. Globalement, on assiste sur la période récente à une plus grande stabilité des prix.

En ce qui concerne les taux d'intérêt (cf. graphique 3), nous débutons notre période d'observation en 1985. Nous nous restreignons donc à l'après « libéralisation financière » opérée en France à la moitié des années 80. Nous utilisons les taux à 1 mois comme *proxy* des taux courts contrôlés par les autorités monétaire. Pour ce qui est des échéances plus lointaines, la maturité retenue est de 10 ans.

On constate une tendance baissière des taux (courts et longs) au long de la période, en adéquation avec l'évolution de l'inflation présentée plus haut. On note, de plus, que les taux courts sont au dessus des taux longs plusieurs fois. Sur la période récente, on peut attribuer ce phénomène au *rally* boursier qui rendait moins attractif les marchés obligataires et à l'absence d'inflation (cf. graphique 2) qui ne justifiait pas des taux courts élevés.

²Cette série de prix à la consommation est non corrigée des variations saisonnières. Cependant cela n'influe pas logiquement sur les caractéristiques finales de l'inflation.

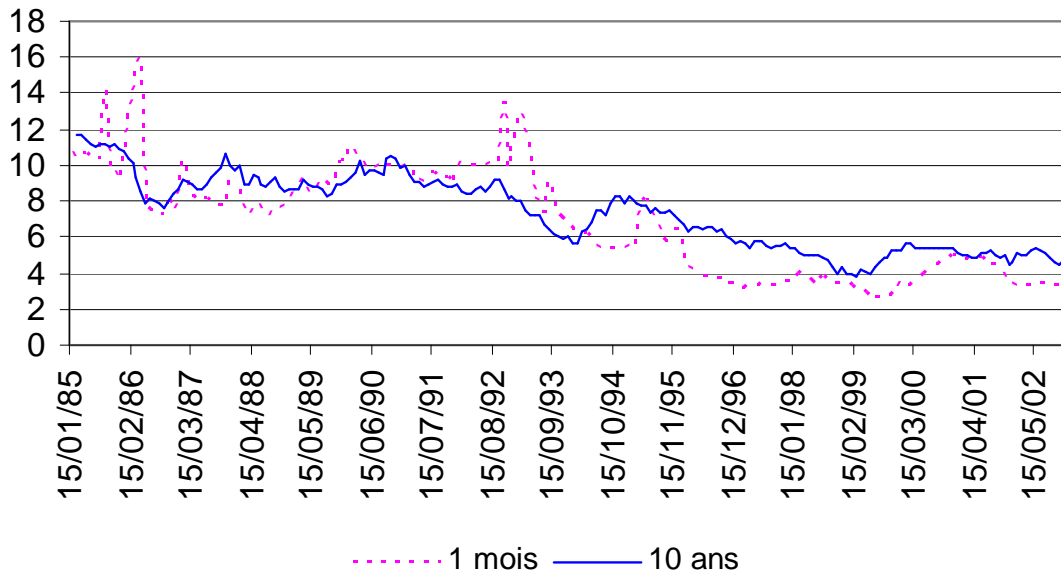


FIG. 3: Evolution taux courts - taux longs

1.2 Calcul de l'output gap

L'output gap est dans un premier temps au coeur de nos réflexions car c'est une variable clé de notre raisonnement, comme toutes celles présentées dans cette première sous partie. Cependant, la série de PIB (à partir de laquelle est généralement extrait l'output gap) est la seule à ne pas avoir de définition mensuelle, fréquence à laquelle nous avons choisi de rassembler nos données, elle mérite donc quelques attentions.

L'utilisation de statistiques mensuelles est justifiée par deux éléments. Dans un premier temps, nous avons la volonté de mettre en avant, par la suite, une rupture dans la règle de politique monétaire suivie par la Banque de France sur la fin de la période d'analyse, c'est à dire finalement par la Banque Centrale Européenne (BCE). Les autorités monétaires françaises ne sont en effet pas reconnues pour avoir appliquée une règle de type « Taylor », alors que la BCE qui a succédé aux banques centrales nationales en 1999, serait plus à même d'avoir utilisée une telle règle.

Dans un second temps, il paraît aussi raisonnable de penser que les statistiques à plus long terme peuvent capter avec plus de difficulté les mouvements de court terme dans la demande, la production, les prix, les salaires... Des observations plus nombreuses, c'est à dire une fréquence des données plus élevée, permettront certainement de rendre mieux compte de tous ces changements rapides.

Définition d'un PIB mensuel

Les modèles de politique monétaire optimale, dont nous allons fortement nous inspirer, utilisent l'output gap, entre autres comme variable d'ajustement du taux d'intérêt à l'activité³. Une connaissance précise de cette variable nous paraît donc indispensable. L'output gap est défini généralement comme l'écart entre les niveaux du PIB et du PIB potentiel. Un output gap positif, c'est à dire un PIB au dessus de son potentiel sera généralement vu comme une source d'inflation et partant, un signal pour les autorités monétaires pour resserrer les conditions monétaires. La définition de l'output gap ainsi donnée s'applique sur données trimestrielles uniquement en raison de la fréquence de sortie de la statistique de PIB. Or, voulant notamment maximiser le nombre de points utilisés depuis la construction européenne, nous avons choisi une périodicité mensuelle de nos données. Le substitut au PIB utilisé alors est habituellement la production industrielle (Favero (2001)). Cependant, par la nature même de cette donnée, elle ne peut être qu'approximative, voire à rebours, de la révolution technologique opérée en cette fin de 20^{ème} siècle.

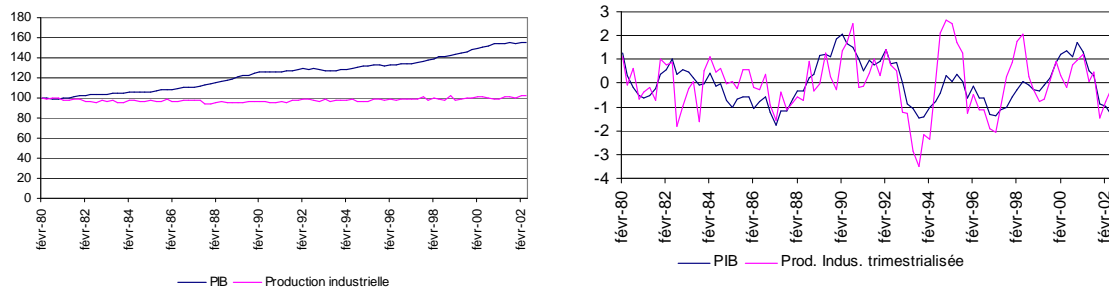


FIG. 4: (a) PIB vs Production industrielle (b) Output gap

On constate sur le graphique⁴ 4 que l'évolution de la production industrielle est beaucoup plus lisse que celle du PIB. Si l'on sépare en trois branches la structure du PIB (agriculture, industrie et services), on note une diminution de la part de l'industrie et de l'agriculture (respectivement de 31% à 26% et de 4% à 2%) au profit des services (de 66% à 71%)⁵. Cette piètre adéquation entre les séries du PIB et de la production industrielle

³L'output gap est une variable importante pour la BCE puisqu'elle permet de contrôler le premier objectif affiché de cette banque centrale, qui est la stabilité des prix. Deux piliers participent à cette stratégie : l'annonce d'un taux de croissance d'un agrégat monétaire et l'analyse d'un ensemble d'indicateurs décrivant l'évolution future des prix. L'output gap sert à ces deux piliers en indiquant dans un premier temps, par son taux de croissance, une orientation sur la vitesse de circulation de la monnaie mais aussi dans un second temps, l'existence de pressions inflationnistes.

⁴Ce graphique est obtenu en mettant en base 100, les deux séries de PIB et de production industrielle. Nous avons préalablement trimestrialisé la série de production industrielle.

⁵Ces chiffres sont issus des travaux du « Plan Bleu ». Le secteur agriculture recouvre aussi la foresterie, la chasse et la pêche. L'industrie prend en compte les valeurs ajoutées des industries extractives, du secteur manufacturier, de la construction, de l'électricité, de l'eau et du gaz. Enfin les services incluent les commerce de gros et de détail, le transport et les services publics.

conduisent bien évidemment à des séries d'output gap non semblables. En guise d'exemple nous avons simplement opéré un filtre Hodrick -Prescot⁶ sur ces deux séries afin de comparer les deux output gap. Nous obtenons comme prévu deux séries globalement divergentes, nous concluons donc à l'utilisation non pertinente de la production industrielle, comme *proxy* du PIB.

La branche « services » serait, compte tenu de ce qui vient d'être énoncé, plus à même de calquer les évolutions du PIB. Cependant, en occultant 30 % de la composante du PIB, nous risquons de sous-estimer les tendances baissières indues par l'industrie, au sens large. Le graphique 5 montre bien cet état de fait, le PIB service (qui tient uniquement compte de la branche service) surperforme la réalité du PIB. Une autre solution serait alors de mensualiser la série de PIB qui est par définition trimestrielle, nous obtiendrions alors une série conforme à notre « modèle », puisqu'elle en serait directement issue.

Astolfi, Ladiray, Mazzi, Sartori & Soares (2001) proposent de calculer un tel indicateur mensuel du PIB pour la zone Euro. La méthode utilisée implique d'une part de régresser le PIB trimestriel sur chaque composante (en données trimestrielles) puis de conserver les coefficients ainsi estimés pour les ré-introduire lors d'une seconde phase dans la régression en données mensuelles, afin finalement d'interpoler de manière consistante le PIB mensuel. Cela impose de connaître parfaitement chaque composante du PIB, mais aussi de disposer de données mensuelles de chaque secteur : l'agriculture, la foresterie et la pêche, l'industrie, la construction, le commerce et les transports, les services, les services financiers, les autres services comprenant entre autre l'administration. Une des difficultés est que la disponibilité et la régularité de toutes ces données ne sont en pratique pas assurées. Ces secteurs sont alors soit ignorés en considérant qu'ils sont négligeables dans le poids du PIB où soit les coefficients d'intérêt sont estimés *via* un simple modèle auto-régressif. Outre la longueur de telles estimations, on peut craindre que les erreurs de mesures et de calcul augmentent au gré du nombre d'étape permettant d'aboutir à l'estimation finale du PIB mensuel.

Afin d'éviter de tels problèmes, on peut envisager un outil purement statistique pour mensualiser la série du PIB. L'utilisation de splines polynomiales, par exemple, permettrait d'interpoler notre série et ainsi obtenir davantage de points. La procédure PROC EXPAND du logiciel SAS autorise de tels changements dans la fréquence des données. Par défaut, ce procédé utilise des splines cubiques. Cet ordre de polynôme nous semble un bon compromis pour assurer la continuité de la série, sans pour autant multiplier le nombre de contraintes.

Le graphique 5 montre les séries d'output gap obtenues à partir du PIB et du PIB mensuel⁷, ce dernier étant calculé par la méthode des splines cubiques⁸. L'output gap

⁶Nous ne discutons pas ici de la méthode de décomposition cycle-tendance employée. Nous nous servons du filtre Hodrick-Prescott utilisé habituellement dans la littérature des modèles de politique monétaire.

⁷Ces output gap sont obtenus par application d'un filtre d'Hodrick-Prescott, λ étant adapté à chaque fréquence.

⁸Nous comparons seulement les output gap et non les séries de PIB puisqu'au vu de la technique d'interpolation utilisée, la trimestrialisation de la série de PIB mensuel nous redonnerait exactement le PIB.

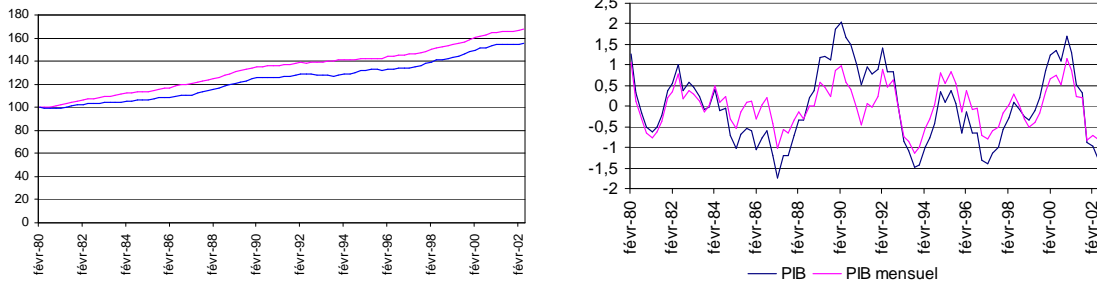


FIG. 5: (a) PIB services vs PIB (b) Output gap

calculé à partir de données mensuelles reprend relativement correctement les mouvements du PIB. Nous utiliserons donc par la suite cette série de PIB mensuel comme *proxy* du PIB.

Une fois déterminée notre série mensuelle représentative de l'activité économique, il nous reste à définir la production potentielle, ie. le niveau maximal de production soutenable à long terme sans accélération de l'inflation. Une fois cette variable donnée, l'output gap est défini comme l'écart entre la production effective et la production potentielle.

La détermination de l'output gap

L'output gap est intimement lié à la méthode de décomposition cycle-tendance utilisé. Or différentes méthodes se chevauchent sans pour autant que se dégage un consensus parmi les économistes. De fait, une batterie d'indicateurs est souvent proposées.

Malgré tout, l'application d'un filtre d'Hodrick-Prescott (HP par la suite) est généralement employée dans les papiers relatifs aux règles de politique monétaire. Outre sa facilité d'exécution, les comparaisons possibles avec d'autres articles participent à la notoriété du filtre HP.

Bien que cette technique soit éprouvée par de nombreuses estimations, un doute persiste quant à la fixation du paramètre de lissage λ . En effet, depuis l'article original d'Hodrick & Prescott (1997)⁹ et les valeurs fournies pour le paramètre de lissage¹⁰, des questions persistent. Qu'en est-il de la valeur de λ pour une fréquence différente? Baxter & King (1995) suggèrent par exemple, que la valeur couramment admise pour données annuelles est compris entre 100 et 400.

Le filtre d'Hodrick-Prescott permet d'extraire la composante tendancielle d'une série et ainsi de réaliser la distinction entre cycle et tendance, $X_t = T_t + C_t$ où le *trend* T_t résulte de l'optimisation suivante :

⁹L'article original d'Hodrick-Prescott n'est bien sûr pas paru en 1997, mais en 1981. Cependant, la publication du Journal of Money, Credit and Banking est la seule facilement disponible, et est à peu de chose près équivalente à l'originale selon les dires mêmes des auteurs.

¹⁰Hodrick et Prescott recommandaient une valeur de 1600 pour le paramètre λ sur données trimestrielles.

$$\underset{X_t^*}{\text{Min}} \sum_{t=1}^N ((X_t - T_t)^2 + \lambda(\Delta T_{t+1} - \Delta T_t)^2)$$

La valeur prise par le paramètre λ est décisive afin de lisser correctement la série de départ. Il s'agit ici de choisir quelles fluctuations relèvent du court terme, et à contrario lesquelles appartiennent au long terme. Pour cela, il est nécessaire de définir la longueur approximative des cycles dans l'historique des données. Dans le cas de la France, comme en Europe, la longueur du cycle d'activité habituellement retenue est comprise entre 8 et 10 ans. Un λ trop faible rendrait la tendance volatile puisqu'une part des cycles y serait affectée¹¹.

Bouthevillain (2002) préconise de choisir une valeur de λ respectivement égal à 30 et à 7000 pour des données annuelles et trimestrielles. Cependant, elle ne donne aucune indication sur la conduite à tenir en cas de données mensuelles. Nous nous tiendrons donc à la valeur retenue par Favero (2001) qui prenait $\lambda = 14400$.

1.3 Présentation du modèle

Dans la construction de petits modèles macroéconomiques simplifiés, une question récurrente réside dans le comportement des agents. Ont-ils une conduite « anticipationniste » (*forward looking behavior*) ou alors sont-ils tournés vers le passé (*backward looking behavior*) ? La théorie de l'agent optimisateur implique que les individus rationnels placent un poids non négligeable dans les revenus et rendements futurs pour déterminer leur niveau de consommation, ainsi que dans les prix futurs pour établir les prix courants. Cependant, un des débats actuels consiste à la négation de ces modèles purement *forward looking* au motif qu'ils ne permettraient pas de se rapprocher des séries empiriques.

Nous passons en revue brièvement l'ensemble de ces modèles afin de pouvoir déterminer celui qui par la suite correspondra le mieux à nos données.

1.3.1 Les courbes d'offre et de demande agrégées

Dans sa forme la plus simple, l'équation de demande dérivée de l'équation de consommation d'Euler, peut être définie telle que¹² :

$$y_t = \mu E_t(y_{t+1}) - \sigma(il_{t-1} - E_t(\pi_t)) + \eta_t \quad (1)$$

¹¹Bouthevillain (2002) explique de façon claire l'arbitrage qu'il est nécessaire de réaliser pour appliquer un filtre HP entre l'effet de « compression » et l'effet de « leakage ». Si l'on choisit un λ faible, en d'autres termes que l'on favorise l'effet de « compression », la composante tendancielle sera très volatile au risque de sous-estimer les écarts à la tendance. A contrario, une valeur de λ élevée sera signe que l'on surestime la composante cyclique, et que l'on obtiendra alors une tendance trop lisse.

¹²Une définition théorique de cette équation est réalisée par exemple par Clarida, Galí & Gertler (1999) ou encore Woodford (1996).

où y_t est l'output gap, il_t le taux long nominal et E_t définit de façon classique l'espérance en t d'une variable aléatoire, qui est alors prise en compte conditionnellement à toute l'information disponible en t . $il_t - E_t(\pi_{t+1})$ représente le taux d'intérêt réel de long terme (rl).

L'équation 1 résulte de la linéarisation de l'équation d'Euler, qui est elle-même obtenue suite au comportement optimisateur des agents. Selon cette formulation l'output gap dépend exclusivement de l'anticipation d'output gap et du taux long réel. Le coefficient σ , qui peut être assimilé à l'élasticité de substitution de la consommation sous certaines formes de la fonction d'utilité, doit être positif selon cette écriture, puisque la relation entre l'output gap et le taux réel est théoriquement négative. Nous nous intéresserons principalement à ce paramètre, vecteur en théorie des impulsions de politique monétaire. Nous lui demanderons en particulier, lors de nos estimations d'être significatif et de signe attendu.

Suivant par exemple Fuhrer (2000), nous allons envisager de nous éloigner quelque peu de l'équation 1 pour préférer une écriture hybride incorporant des termes retardés, dans l'espoir de satisfaire davantage aux caractéristiques apparentes des séries économiques.

$$y_t = \kappa_0 + \sum_{i=1}^6 \kappa_i y_{t-i} + \mu E_t(y_{t+1}) - \sigma(il_t - E_t(\pi_{t+1})) + \eta_t \quad (2)$$

Au vu de la périodicité mensuelle de nos données, nous avons testé la possibilité d'inclure jusqu'à six lags dans l'équation de demande. Fuhrer & Rudebusch (2002) incluent seulement deux retards mais en données trimestrielles.

La courbe de Phillips traditionnelle relie simplement l'inflation courante à ses valeurs passées ainsi qu'à l'output gap décalé :

$$\pi_t = \sum_{i=1}^h \varphi_i \pi_{t-i} + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

où ε_t est une variable aléatoire i.i.d..

La somme des coefficients associés à l'inflation retardée est généralement contrainte à être égale à l'unité pour éviter qu'un supplément persistant d'output soit généré par une impulsion inflationniste. Pour tenir compte de cette neutralité monétaire, nous imposerons dans nos estimations que la somme des coefficients retardés soit égale à un. Malgré les critiques relatives à une telle spécification, cette écriture est privilégiée par de nombreux auteurs. Ce choix est justifié par souci de simplification afin d'introduire d'autres variables (comme le taux de change pour Ball (1999)), ou tout simplement car ces formes auto-régressives sont réputées pour être davantage en adéquation avec les données (Rudebusch & Svensson (1999), Jondeau & Le Bihan (2000)). Jondeau & Le Bihan (2000) trouvent, conformément aux attentes, le coefficient d'output gap retardé positif et significatif, sur données

américaines et allemandes de 1968 :Q1 à 1998 :Q4. Galí, Gertler & López-Salido (2001) font le même constat sur données trimestrielles européennes et américaines de 1970 :Q1 à 1998 :Q2¹³. On peut cependant noter que la valeur du paramètre d'intérêt de cette équation diffère selon ces deux groupes d'auteurs. Alors que Jondeau & Le Bihan (2000) notent une valeur de δ de 0,175 pour les Etats-Unis et 0,106 pour l'Allemagne, Galí et al. (2001) affichent des coefficients deux fois moins importants, respectivement de 0,048 et 0,051.

En dépit de ces résultats encourageant, cette équation n'en est pas moins soumise à la célèbre critique de Lucas. La stabilité de cette écriture n'est en effet pas assurée en cas de changement de régime monétaire.

Les modèles qualifiés de néo-keynésiens permettent de remédier à cette difficulté. Cet important courant de la littérature (auquel participent par exemple Woodford (1996) et Clarida et al. (1999)) permet de dériver d'un comportement optimisateur des agents dans un modèle d'équilibre général avec des rigidités nominales une équation du type¹⁴ :

$$\pi_t = \phi E_t(\pi_{t+1}) + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

L'intégration d'anticipations rationnelles permet ainsi de contrer la critique de Lucas. Cette équation est généralement qualifiée de *New Keynesian Phillips Curve* ou NKPC. Cependant, cette formulation n'est généralement pas celle retenue. On lui préfère effectivement une équation incorporant à la fois des anticipations et des termes retardés afin de tenir compte de la persistance de l'inflation. Fuhrer & Moore (1995) proposent ce genre de spécification en utilisant un modèle de contrats où les agents sont concernés par le salaire réel relatif sur la totalité de vie du contrat.

$$\pi_t = \sum_{h=1}^h \varphi_h \pi_{t-h} + \sum_{j=1}^J \phi_j E_t(\pi_{t+j}) + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Cette forme très générale peut être obtenue en considérant des contrats multi-périodiques. Bien que les termes retardés ne puissent être négligés, Clarida et al. (1999) mettent en avant un fort comportement *forward looking* aussi bien pour les Etats-Unis que pour la zone euro. De plus, en considérant un processus de formation des prix dépendant des coûts marginaux réels du travail et non de l'output gap, ils trouvent des coefficients d'intérêt (ie., le coefficient devant la variable d'activité dans la courbe de Phillips) deux fois plus importants en valeur pour les Etats-Unis par rapport à l'Europe. En ce qui concerne la France, l'étude de Jondeau & Le Bihan (2001) révèle systématiquement un coefficient d'output non significatif quelque soit le nombre de retard pris en compte et la méthode d'estimation retenue

¹³Le nombre de décalage inclu dans cette courbe de Phillips est quasiment identique entre les deux groupes d'auteurs. En effet, Jondeau & Le Bihan (2000) et Galí et al. (2001) incorporent quatre décalages pour les Etats-Unis et l'Europe, et seulement trois pour l'Allemagne (Jondeau).

¹⁴Pour une dérivation rigoureuse de cette équation, voir les auteurs précédemment cités.

(GMM ou FIML)¹⁵.

La transmission des impulsions de politique monétaire à l'économie réelle (prix et production) est réalisée au travers de ces deux équations. Selon ces formulations, on peut noter que conformément à Svensson (1997) l'inflation et l'output gap réagissent avec un lag de décalage aux variations du taux court, ce qui, étant donnée la structure des deux équations, impliquent que l'inflation va régir avec deux périodes de décalages. Ces retards sont justifiés par les délais d'action de la politique monétaire. Ces décalages sont ceux habituellement retenus dans les études de transmission de la politique monétaire, travaux la plupart du temps réalisés en données trimestrielles. Considérant une périodicité mensuelle, nous ne pouvons décemment pas nous limiter à un seul lag. Nous allons donc envisager plusieurs solutions pour la diffusion des impulsions de politique monétaire. Ces paramètres (respectivement, le coefficient d'output dans la courbe de Phillips et celui du taux long réel dans l'équation de demande agrégée) seront par la suite considérés comme les paramètres d'intérêt de notre étude. En effet, voulant analyser l'impact des interventions des autorités monétaires, nous chercherons des représentations de l'économie capables de transcrire les impulsions des taux courts à l'inflation.

La présence du taux long réel dans la courbe IS nécessite la définition de la structure par terme des taux, par laquelle l'action des autorités monétaires (*via* le taux court nominal) se transtera à l'économie réelle. La théorie pure des anticipations rationnelles prédit que le taux long est égal à une somme pondérée de taux courts présent et anticipés. Cette somme étant théoriquement infinie, cette équation ne peut pas figurer telle quelle dans un modèle, dans le but d'être estimé. Cependant, la théorie des anticipations égalise le taux court réel à la rentabilité d'une obligation réelle à long terme détenue sur toute la période (Jondeau & Le Bihan (2000)).

$$rl_t - D [E_t(rl_{t+1}) - rl_t] = rc_t \quad (6)$$

où rc et rl désignent respectivement les taux d'intérêt réels de court et de long terme¹⁶. De façon pratique ces taux d'intérêt réels sont calculés tels que : $rc_t = ic_t - E_t(\pi_{t+1})$. Enfin, D définit une approximation constante de la durée de l'obligation considérée. En choisissant une obligation de maturité 10 ans, Jondeau & Le Bihan (2000) établissent une valeur pour D égale à 28. Nous ferons de même pour nos estimations.

L'équation précédente correspond aux définitions traditionnelles de la structure par terme. En effet, on peut montrer qu'une résolution de façon récursive de l'équation 6

¹⁵En plus des estimations incluant l'output gap dans la courbe de Phillips, Jondeau & Le Bihan (2001) considère un processus de formation des prix dépendant des coûts marginaux du travail. Pour la France, ces différentes configurations mènent à des résultats similaires.

¹⁶D'une façon générale, les taux réels seront notés r alors que les taux nominaux, i . De plus, il leur sera rajouté la lettre c ou l selon qu'il s'agit de taux d'intérêt de court ou de long terme.

permet de retrouver une écriture habituelle :

$$rl_t = \frac{1}{1+D} \sum_{\tau=0}^{\infty} \left(\frac{D}{1+D} \right)^{\tau} E_t(r_{c_{t+\tau}}) \quad (7)$$

La dernière équation du modèle établit la règle de politique monétaire suivie par la Banque Centrale. La littérature sur ce sujet est abondante (Taylor (1999)). Alors que certaines approches (Svensson (1997), Svensson (1998)) recherchent essentiellement des règles optimales à partir de la minimisation d'une fonction de perte, nous suivrons une autre voie qui consiste simplement à estimer une règle extraite des données (Clarida, Galí & Gertler (1997)).

1.3.2 Une règle de type Taylor

La formulation originale proposée par Taylor (Taylor (1993)) relie le taux des fonds fédéraux américains sur la période 1987-1992, à l'écart entre l'inflation et sa cible (qu'il fixe égale à 2), et à l'output gap :

$$i_{c_t} = \pi_t + 0,5 y_t + 0,5 (\pi_t - 2) + 2 \quad (8)$$

où π_t est le taux d'inflation calculé sur les quatre derniers trimestres et y_t est l'écart, en pourcentage, entre le PIB réel et sa cible. L'équation proposée par Taylor suggère donc que la Fed augmentera ses taux si l'inflation dépasse sa cible (qu'il fixe ici à 2%) ou / et si le PIB dépasse son niveau potentiel. Le taux des fonds fédéraux sera fixé à 4% si à la fois l'inflation et le PIB ont atteint leur cible (Taylor suppose que le taux d'intérêt réel est de 2%).

En dépit de sa forme simple, la règle de Taylor reste une référence. Cependant, des reproches peuvent être formulés à l'égard de cette spécification. Les paramètres de la règle sont fixés de façon *ad-hoc* par Taylor, il ne conviennent donc pas à d'autres pays que les Etats-Unis et sur d'autres périodes. De plus les variables d'intérêt sont uniquement passés ou présentes, les autorités monétaires n'ont donc aucune considération pour le futur.

Il est donc davantage commun aujourd'hui de considérer que la règle monétaire est définie plus généralement de la façon suivante (Clarida et al. (1997)) :

$$i_{c_t}^* = \bar{i}l + \beta [E_t(\pi_{t+n}) - \pi^*] + \gamma [y_t - y_t^*] \quad (9)$$

où $i_{c_t}^*$ est le taux d'intérêt nominal de court terme contrôlé par la banque centrale, $\bar{i}l$, le taux d'intérêt nominal d'équilibre de long terme, π^* et y_t^* sont respectivement les cibles

d'inflation et d'output. L'évolution du taux d'intérêt de court terme dépend donc, selon cette formulation, de l'inflation anticipée à un horizon n , restant à définir et de l'output gap courant¹⁷. Clarida et al. (1997) supposent que les banques centrales s'attachent plus volontiers à l'évolution à long terme de l'inflation plutôt qu'aux variations mensuelles, ils fixent sur cette base la valeur de n à 12, valeur qui nous semble tout à fait raisonnable et qui en outre s'accorde bien avec une périodicité mensuelle des données. Nous supposons, de plus comme Jondeau & Le Bihan (2000), que la cible d'output est nulle, c'est à dire que la banque centrale n'a pas de biais d'inflation. Remarquons que cette formulation est très proche de la règle initiale postulée par Taylor. L'unique différence réside dans la non fixation à priori des paramètres ainsi que des valeurs cibles.

A partir de l'équation 9, nous pouvons déduire l'évolution désirée par les autorités monétaires du taux d'intérêt réel. En effet, sachant que le taux d'intérêt réel est défini tel que : $rc_t = ic_t - E_t(\pi_{t+n})$, nous obtenons :

$$rc_t^* = \bar{r}l + (\beta - 1) [E_t(\pi_{t+n}) - \pi^*] + \gamma [y_t - y_t^*] \quad (10)$$

où \bar{r} est le taux d'équilibre réel de long terme. Cette équation nous apprend que le taux d'intérêt réel varie comme le taux nominal en fonction des évolutions des écarts d'inflation et de PIB à leurs valeurs de références. Cependant la valeur du paramètre β est plus crucial dans cette formulation. Si $\beta > 1$, alors le taux réel s'ajustera normalement pour stabiliser l'inflation. Par contre, si $\beta < 1$ le taux réel ne pourra que diminuer suite à un excès d'inflation.

Outre cette composante *forward* pour l'inflation, faisant ainsi le lien entre les variables de la règle et les objectifs des banques centrales, l'observation des taux directeurs a conduit à introduire dans la règle une forme de gradualisme, représentée par un décalage du taux d'intérêt nominal à droite du signe égal ($AR(1)$). Sack & Wieland (2000) justifient de trois façons différentes la présence de ce taux d'intérêt retardé. Premièrement, si l'on se place dans le contexte de modèle à anticipations rationnelles, les règles représentées par l'équation 11 seront plus à même de stabiliser l'inflation et l'output que les règles sans ajustement partiel. En effet, dans ce cadre les agents anticiperont qu'une variation des taux directeurs devrait être suivie par d'autres variations dans la même direction, favorisant ainsi l'action instantanée sur l'inflation et l'output. Les deux autres arguments avancés par Sack & Wieland (2000) concernent l'incertitude. Incertitude sur les données utilisées par la banque centrale et incertitude sur les paramètres estimés dans la règle. Les données macroéconomiques peuvent être mesurées avec erreur et sont sujettes à de multiples révisions. De plus, les relations entre les différentes variables de l'économie, autrement dit la valeur des paramètres de la règle, ne sont pas connues avec certitude.

¹⁷Dans leur article, Clarida et al. (1997) mettent un terme d'espérance devant y_t pour supposer que l'information disponible des autorités monétaires en t ne comprend pas les valeurs courantes. Sans postuler que la banque centrale possède en t toute l'information jusqu'à cette date, nous ne mettrons pas de signe d'anticipation devant des termes normalement connus à la date d'aujourd'hui.

$$ic_t = (1 - \rho)i_t^* + \rho ic_{t-1} + v_t \quad (11)$$

où $\rho \in [0, 1]$ traduit le degré d'ajustement des taux d'intérêt et $v_t \sim i.i.d.$. Cette hypothèse de bruit blanc est testable empiriquement grâce au test de Hansen. Si ce test (*J statistic*¹⁸ par la suite dans nos estimations) de pertinence et de validité des instruments est accepté alors v_t est bien i.i.d., le choc imputé à la règle est alors négligeable économiquement.

Au total, l'équation que nous allons considérer est semblable à celle proposée par Clarida et al. (1997) :

$$ic_t = (1 - \rho)[\alpha + E_t(\pi_{t+12}) + \gamma y_t] + \rho ic_{t-1} + u_t \quad (13)$$

en posant $\alpha = \bar{r} - \beta\pi^*$.

Cette équation simple, en ce sens qu'elle ne fait pas appel à d'autres variables telles que les taux de change..., fera office de « règle de base », ce qui nous permettra de comparer nos modèles macroéconomiques lors des estimations.

2 Résultats empiriques

2.1 Estimation du modèle macroéconomique

De nombreuses estimations des équations présentées dans la section précédente ont été menées (Clarida et al. (1997), Fuhrer & Rudebusch (2002), Jondeau & Le Bihan (2001), Penot & Pollin (2001)). Cependant, la plupart de ces travaux empiriques ont été conduit sur une seule équation, ou au mieux sur le système composé des équations d'offre et de demande agrégées. La calibration est aussi souvent utilisée pour permettre aux représentations théoriques de corroborer les faits stylisés (par exemple, Söderström, Söderlind & Vredin (2002)). Dans ce contexte, l'estimation du système complet de quatre équations peut paraître ambitieux à réaliser, car ces quatre relations interdépendantes forment un système complexe et qui plus est, à la fois éventuellement *forward* et *backward*. Jondeau & Le Bihan (2000) effectuent ce type d'estimation par maximum de vraisemblance. Ils considèrent un système d'équations d'offre et de demande agrégées purement *backward looking*,

¹⁸Lorsque le nombre d'instruments est supérieur aux nombre de coefficients à estimer, le test de Hansen permet de vérifier que ces instruments sont bien valides c'est à dire qu'ils sont orthogonaux à l'erreur inobservable. La valeur de la statistique de Hansen est donnée par :

$$J(\hat{\beta}) = n\bar{g}(\hat{\beta})' \hat{S}^{-1} \bar{g}(\hat{\beta}) \xrightarrow{H_0} \chi_i^2(L - K) \quad (12)$$

où $J(\hat{\beta}) = \frac{1}{n} Z' \hat{u}$ est la fonction objectif des GMM à annuler (Z représente le vecteur d'instruments et u le résidu), et L et K sont respectivement le nombre d'instruments et de paramètres inconnus (voir par exemple pour plus de précisions (Baum, Schaffer & Stillman (2002))).

associé aux équations de structure par terme et de fonction de réaction du type de (6) et (13). Ils trouvent aussi bien pour les Etats-Unis que pour l'Allemagne des paramètres d'intérêt de signe attendu et significatif (au moins à 10% de confiance).

La prise en compte globale du système composé des quatre équations semble indispensable lorsque l'on cherche à expliquer la transmission de la politique monétaire à l'économie. Une estimation équation par équation ne permettrait pas de considérer toutes les interactions.

Ces équations qui contiennent des termes *forward* (c'est au minimum le cas pour la règle si l'on pose un modèle macroéconomique purement *backward*) ne peuvent pas être estimées par de simple moindres carrés ordinaires. Nous avons besoin de valeur pour ces termes anticipés. Pour résoudre ces modèles, une approche couramment utilisée est celle des moments généralisés (ou GMM). Elle consiste à supposer que le résidu de l'équation n'est pas corrélé avec l'ensemble d'information disponible à la date t . Autrement dit, que les variables instrumentales sont exogènes. Si l'on note Z le vecteur d'instruments de dimension $(L \times 1)$, les conditions de moments, ou encore d'exogénéité peuvent être écrites :

$$g_i(\hat{\beta}) = Z'_i \hat{u}_i = 0 \quad (14)$$

De manière classique, les instruments retenus dans cette type d'estimation sont les valeurs passées des endogènes étudiées. Notre ensemble d'information contiendra donc l'inflation et l'output gap passés, qui sont supposés connus par les agents et les Banques Centrales au moment où les décisions se prennent, ainsi que toutes variables retardées qui n'ont par définition pas besoin d'être instrumentées.

Une seconde technique permettant de résoudre ces modèles comprenant des termes anticipés est le maximum de vraisemblance (ML). Cette approche simple à mettre en oeuvre, puisqu'elle ne réclame pas de choix d'instruments, nécessite cependant de faire une hypothèse forte de normalité sur des résidus du système.

Nous n'avons pas *a priori* sur le système vrai de l'économie, c'est à dire si celui-ci est purement *forward* ou encore *backward*, ou bien hybride. Nous allons simplement chercher à appliquer le modèle qui convient aux données. Nous saurons quelle spécification retenir lorsque les coefficients d'intérêt auront le « bon signe » (ie., positif vu la forme des équations posées) et seront significativement différent de zéro. Nous justifions ainsi simplement la politique monétaire en mettant en avant sa transmission à l'économie réelle. Avant d'effectuer les différentes estimations des systèmes présentés dans la section 1.3, nous devons définir les délais d'action de la politique monétaire sur l'économie, c'est à dire les décalages des variable y_{t-i} et r_{t-j} dans les équations d'offre et de demande. En données mensuelles, un seul décalage semble insuffisant pour capter la totalité des impacts successifs. Pour trouver le nombre de décalage adéquat, nous avons simplement régresser les endogènes sur les variables d'intérêt afin de définir quels coefficients étaient élevés et significatifs. Ce tâtonnement nous a conduit à ne pas retenir des décalages de l'output gap et du taux long

réel mais plutôt des moyennes sur trois mois de ces variables. Nous noterons ces variables \bar{y} et \bar{rl} , ces dernières étant définies comme de simple moyenne arithmétique à trois mois de y et de rl . Les décalages adéquats de \bar{y} et \bar{rl} ont été fixés respectivement à quatre et cinq.

Définissons à présent la représentation macroéconomique la mieux adaptée à nos données. Pour ce faire, nous supposons que les équations de structure par terme et de règle, qui sont classiques, seront semblables à 6 et 13. Nous allons donc simplement tester différentes configurations du modèles macroéconomiques, en estimant les quatre équations conjointement. Notre démarche est relativement simple. Nous avons une large gamme de modèles disponibles, *backward*, hybride et *forward* et nous cherchons celui qui permet d'obtenir les meilleurs valeurs des paramètres d'intérêt, tout en ayant des coefficients pour la règle raisonnable. Voulant se prémunir de la critique de Lucas, les premiers modèles considérés furent ceux incorporant des termes anticipés. Cependant, les résultats obtenus alors ne nous ont pas permis de retenir ce genre de modèle, nous nous sommes donc repliés sur des modèles purement *backward* qui semble davantage en adéquation avec les données.

Les résultats du tableau 1 sont obtenus en estimant par GMM et ML le système suivant¹⁹ :

$$\pi_t = \varphi_1\pi_{t-1} + \varphi_2\pi_{t-2} + \delta\bar{y}_{t-4} + \varepsilon_t^\pi \quad (15)$$

$$y_t = cste + \kappa_1y_{t-1} + \kappa_2y_{t-2} - \sigma\bar{rl}_{t-5} + \varepsilon_t^y \quad (16)$$

$$rl_t = D [E_t(rl_{t+1}) - rl_t] + rc_t \quad (17)$$

$$ic_t = (1 - \rho)[\alpha + \beta E_t(\pi_{t+12}) + \gamma y_t] + \rho ic_{t-1} + \varepsilon_t^{ic} \quad (18)$$

Si l'on se focalise dans un premier temps, sur les résultats obtenus par GMM. Nous constatons que les paramètres d'intérêt sont de signes attendus (positifs) et significatifs. De manière analogue à Fuhrer & Rudebusch (2002), nous trouvons une très faible sensibilité de l'output gap au taux long réel. Cependant conformément à la théorie, ce coefficient est positif (la relation entre l'output gap et le taux long réel est bien négative au vu de l'écriture de la courbe IS). Par maximum de vraisemblance Jondeau & Le Bihan (2000), obtiennent des valeurs beaucoup plus élevées, respectivement 0,348 pour les Etats-Unis et 0,508 pour l'Allemagne. Le coefficient de l'output gap dans la courbe de Phillips est lui aussi relativement faible en valeur mais tout en étant significatif (Jondeau & Le Bihan (2000) ont un résultat similaire pour l'Allemagne). Jondeau & Le Bihan (2001) ne parviennent pas, dans le cas de la France, à de meilleurs résultats pour l'estimation de la courbe de Phillips. Le coefficient d'output gap est toujours non significatif, souvent faible et de signe contre-intuitif. Enfin les valeurs obtenus pour les paramètres de la règle sont raisonnables avec un poids plus important accordé à l'inflation par rapport à l'output gap.

Les estimations par maximum de vraisemblance du même modèle sont de qualité nettement moins bonne en ce qui concerne nos paramètres d'intérêt. En effet, ils apparaissent

¹⁹L'équation de structure par terme n'est rien d'autre qu'une identité. Elle ne réclame pas d'estimation de paramètre, elle a donc été définie comme telle dans notre système.

TAB. 1: ESTIMATION DU MODÈLE MACROÉCONOMIQUE BACKWARD

Paramètres	GMM		ML	
	Estimation	Ecart-type	Estimation	Ecart-type
Courbe de Phillips				
φ_1	1,039	0,025	1,109	0,64
φ_2	-0,039	0,026	-0,124	0,063
δ	0,110	0,015	- 0,0009	0,036
Courbe de demande				
constante	0,099	0,019	0,047	0,041
κ_1	1,883	0,017	1,750	0,046
κ_2	-0,977	0,016	-0,829	0,046
σ	0,026	0,004	0,009	0,007
Fonction de réaction				
ρ	0,898	0,021	0,915	0,042
α	0,091	0,671	2,124	4,809
β	2,390	0,377	2,046	1,747
γ	0,396	0,351	0,616	2,281
	J-Stat		Vraisemblance	
	14,84		-70,06875	

Les écart-types sont corrigés des problèmes d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité.

Les instruments utilisés pour les GMM sont cinq décalages des variables d'inflation et d'output gap.

tous les deux non significatifs et de signe opposé pour le coefficient d'output gap dans la courbe de Phillips. Nous préférons donc conserver comme modèle vrai les résultats produits par les GMM, l'hypothèse de normalité des résidus posée pour le maximum de vraisemblance étant peut être forte.

Nous n'imposons pas ce modèle *backward*, ce choix a été effectué par comparaison avec d'autres configurations. Nous donnons en guise d'exemple deux estimations parmi toutes les spécifications testées. Ainsi les résultats des modèles *forward* et hybride (cf. tableaux 2 et 3 en annexe) montrent des paramètres d'intérêt de valeur relativement faible et de signe opposé (pour le coefficient du taux long réel) aux attentes. De plus, les coefficients de la règle de politique monétaire sont alors plus discutables. Par exemple, il n'est pas envisageable que face à une augmentation d'activité, la Banque Centrale baisse ses taux directeurs.

Ces deux exemples de système globalement incompatibles, ne sont bien évidemment pas les seules. Nous avons testé une multitude de modèles différents en faisant varier le nombre de décalage et les combinaisons *backward*, *forward*²⁰. Le modèle retenu finalement

²⁰Nous avons aussi envisager qu'une des équation du modèle macroéconomique soit tournée vers le passé alors que la seconde soit *forward* ou hybride.

est le seul à nous avoir fourni des résultats cohérents avec les critères que nous nous étions fixés. Ce dernier va donc nous servir de base pour effectuer nos simulations.

2.2 Simulations

Maintenant que nous avons rendu compte empiriquement des mécanismes de transmission de la politique monétaire aux variables réelles et simultanément défini un mécanisme de formation des taux courts, nous allons chercher à vérifier la théorie de la structure par terme des taux d'intérêt. L'équation 6 n'est en effet qu'une identité dans notre système. Nous définissons les taux à différentes maturités tels que le fait par exemple Favero (2001) :

$$i_{t+n} = \left(\frac{1}{n}\right) \sum^n E_t(i_{t+n-1}) \quad (19)$$

Les taux longs sont donc simplement une moyenne pondérée des taux courts présent et futurs. Ces taux courts anticipés sont par définition non connus, nous allons les simuler à partir du système d'équations estimé précédemment.

Afin de mener à bien notre exercice de simulations sur la période allant de janvier 1994 à août 2002, nous avons récupéré des estimations précédentes (sur l'ensemble de l'échantillon) les matrices de variance-covariance. Nous avons ensuite appliqué à notre système un choc, à chaque intervalle, correspondant à cette matrice de variance-covariance. Chaque simulation est initialisée en utilisant les valeurs passées de toutes les variables pertinentes. Mille répétitions sont alors utilisées pour obtenir au final notre valeur simulée et ceci pour toutes nos variables pour chaque mois. Les anticipations de taux courts (très exactement de taux à un mois) servent alors à calculer des taux à 3, 6 mois et à 1,3,5,7 et 10 ans conformément à l'équation 19. Les bornes des intervalles de confiance à plus ou moins 5% sont calculées sur le même principe, en résolvant le modèle de façon stochastique 1000 fois et en se servant des écart-types des équations estimées.

Les résultats de nos simulations ne nous permettent pas de trancher sur la validité de la structure par terme. En effet, même si nous obtenons des évolutions cohérentes pour les taux simulés de faibles échéances (3 et 6 mois, et 1 an)²¹, nous sommes loin d'être convaincus lorsque l'horizon est plus éloigné. Si nous concentrons notre attention sur le graphique 6, nous constatons que les taux et intervalles de confiance simulés permettent de relativement bien corroborer l'hypothèse de structure par terme des taux d'intérêt. En effet, on observe clairement qu'aucun point sort de l'intervalle de confiance à 90%. Néanmoins, les fluctuations étudiées des taux observés et simulés sont loin de se superposer complètement.

Les choses se compliquent davantage lorsque l'on étudie des taux à plus grande échéance. Les taux à cinq ans observés et simulés sont clairement très éloignés. Les taux réels sortent

²¹Nous donnons simplement les graphiques des taux à 6 mois et à 5 an.

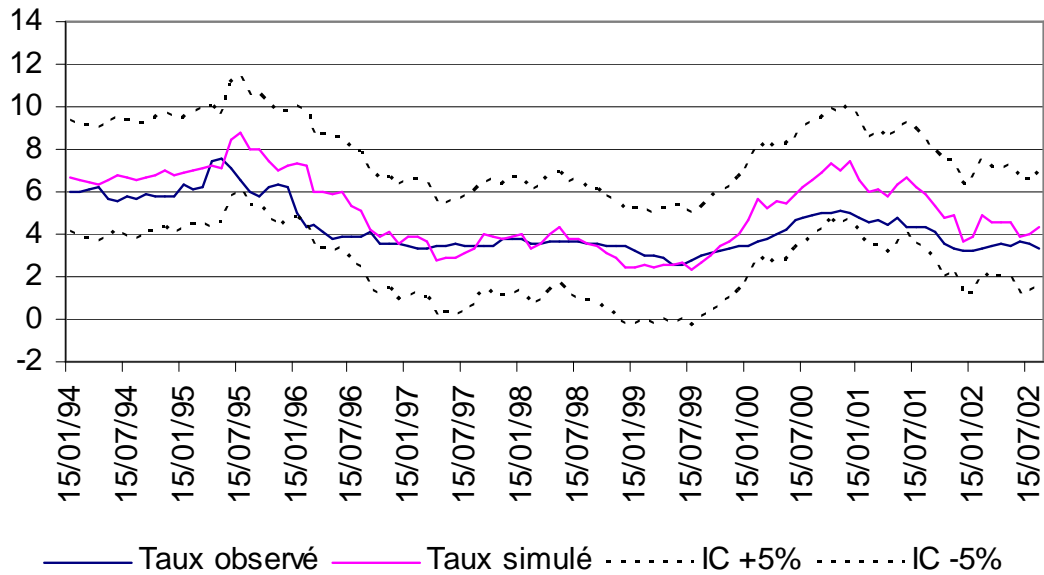


FIG. 6: Taux observé vs. taux simulé à six mois

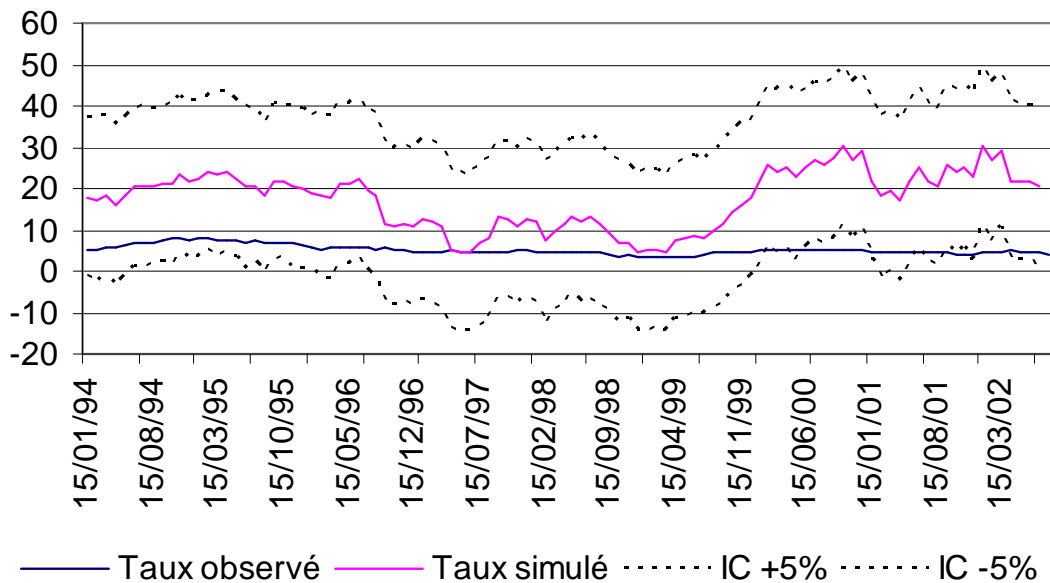


FIG. 7: Taux observé vs. taux simulé à cinq an

même de l'intervalle de confiance à 90%. Nous parvenons donc à des résultats opposés à ceux de Favero (2001). Celui-ci arrivait en effet à confirmer la théorie des anticipations

dans le cadre de la structure des taux pour les Etats-Unis et l'Allemagne, à l'aide d'un petit modèle macroéconomique et d'une "règle de type Taylor" comparables à ce que nous avons effectué.

Cette « explosion » des taux longs nous surprend puisque le modèle estimé est identifié comme stable à partir du logiciel Dynare. En effet, outre la définition de l'équilibre stationnaire, ce logiciel nous indique qu'une seule valeur propre supérieure à l'unité est trouvée²². Or, comme il existe une variable non pré-déterminée dans ce système (donnée par Dynare), nous pouvons conclure globalement à la stabilité de notre modèle. Ceci est confirmé par l'exécution de fonctions de réponse : suite à un choc unitaire d'inflation, les différentes variables retournent à l'équilibre environ 90 périodes après le choc. Nous sommes donc confrontés en toute vraisemblance à un problème interne aux simulations stochastiques.

Conclusion

Contrairement aux travaux effectués précédemment dans le cadre de la vérification de la structure par terme des taux, nous choisissons dans cet article de dériver les anticipations de taux courts d'un ensemble large d'informations. Ceci nous permet d'espérer la prise en compte correcte des décisions des autorités monétaires ainsi que l'évolution des variables clés entrant dans la fonction de réaction des Banques Centrales.

Préalablement à l'exercice de simulation, nous déterminons un modèle macroéconomique pour la France en données mensuelles. Nous trouvons que le modèle correspondant aux données réelles comprend des équations d'offre et de demande agrégées purement *backward looking*. De plus, la règle de politique monétaire estimée donne, conformément aux attentes, un poids plus important à l'objectif d'inflation.

La structure de l'économie française ainsi estimée de l'économie nous permet dans un second temps, de simuler des taux courts futurs anticipés afin de déterminer des taux à plus long terme, conformément à la définition théorique de la structure par terme des taux d'intérêt. Malgré un système économique globalement stable, nous trouvons des taux simulés « explosifs » à long terme qui ne nous permettent pas de conclure quant à la pertinence empirique de la structure des taux.

²²En raison du nombre important de décalage inclu dans notre modèle, les valeurs propres sont très nombreuses.

Références

- Astolfi, R., Ladiray, D., Mazzi, G. L., Sartori, F. & Soares, R. (2001), 'A monthly indicator of gdp for the euro-zone', *miméo*.
- Ball, L. (1999), Policy rules for open economies, in J. B. Taylor, ed., 'Monetary Policy Rules', NBER.
- Baum, C. F., Schaffer, M. E. & Stillman, S. (2002), 'Instrumental variables and gmm : Estimation and testing', *Boston College Working Papers*.
- Baxter, M. & King, R. G. (1995), 'Measuring business cycles : Approximate band-pass filter for economic time series', *NBER Working Papers*.
- Bouthevillain, C. (2002), 'Filtre de hodrick-prescott et choix de la valeur paramètre λ ', *Notes d'Etudes et de Recherche, Banque de France*.
- Campbell, J. & Shiller, R. (1987), 'Cointegration and tests of present value models', *Journal of Political Economy* (95), 1062–1088.
- Clarida, R., Galí, J. & Gertler, M. (1997), 'Monetary policy rules in practice : Some international evidence', *NBER Working Papers*.
- Clarida, R., Galí, J. & Gertler, M. (1999), 'The science of monetary policy : A new keynesian perspective', *Journal of Economic Literature* **XXXVII**, 1661–1707.
- Fagan, G., Henry, J. & Mestre, R. (2001), 'An area-wide lodel (awm) for the euro area', *European Central Bank Working Paper Series*.
- Fama, E. & Bliss, R. (1987), 'The information in long-maturity forward rates', *American Economic Review* **77**, 680–692.
- Fama, E. (1984a), 'The information in the term structure', *Journal of Financial Economics* **13**, 509–528.
- Favero, C. A. (2001), 'Does macroeconomics help us to understand the term structure of interest rates', *CEPR Discussion Paper Series* (2849), 680–692.
- Fuhrer, J. C. & Rudebusch, G. D. (2002), 'Estimating the euler equation for output'.
- Fuhrer, J. C. (2000), 'Habit formation in consumption and its implications for monetary-policy models', *American Economic Review* (90), 367–390.
- Fuhrer, J. & Moore, G. (1995), 'Inflation persistence', *Quarterly Journal of Economics* **110**, 127–159.
- Galí, J., Gertler, M. & López-Salido, J. D. (2001), 'European inflation dynamics', *European Economic Review* **45**, 1237–1270.
- Gerlach, S. (1996), 'Monetary policy and the behaviour of interest rates : Are long rates excessively volatile?', *BIS Working Paper*.
- Hamilton, J. D. (1988), 'Rational-expectations econometric analysis of changes in regime. an investigation of the term structure of interest rates', *Journal of Economic Dynamics and Control* **12**, 385–423.

- Hardouvelis, G. A. (1994), 'The term structure spread and futures changes in long and short rates in G7 countries : Is there a puzzle?', *Journal of Monetary Economics* **33**, 255–283.
- Hodrick, R. J. & Prescott, E. C. (1997), 'Postwar U.S. business cycles : An empirical investigation', *Journal of Money, Credit, and Banking* **29**(1), 1–16.
- Jondeau, E. & Le Bihan, H. (2000), 'Evaluating monetary policy rules in estimated forward-looking models : A comparison of U.S. and German monetary policies', *Notes d'Etude et de Recherche, Banque de France*.
- Jondeau, E. & Le Bihan, H. (2001), 'Testing for a forward-looking Phillips curve. Additional evidence from European and US data', *Document de travail, Université Paris XII Val de Marne*.
- Leviège, G. (2002), 'Calibration d'un modèle 'à deux pays avec anticipations rationnelles (zone euro - États-Unis)', *Document de Recherche, Laboratoire d'économie d'Orléans*.
- Mankiw, N. & Miron, J. (1986), 'The changing behaviour of the term structure of interest rates', *The Quarterly Journal of Economics* (101), 211–221.
- Mishkin, F. (1988), 'The information in the term structure : Some further results', *Journal of Applied Econometrics* **3**, 307–314.
- Penot, A. & Pollin, J.-P. (2001), 'Hétérogénéité des canaux de transmission et règles monétaires en UEM', *Document de travail, Laboratoire d'économie d'Orléans*.
- Rotemberg, J. J. & Woodford, M. (1997), 'An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy', *NBER Macroeconomics Annual* pp. 297–346.
- Rudebusch, G. D. & Svensson, L. O. (1999), Policy rules for inflation targeting, in J. B. Taylor, ed., 'Monetary Policy Rules', NBER.
- Sack, B. & Wieland, V. (2000), 'Interest-rate smoothing and optimal monetary policy : A review of recent empirical evidence', *Journal of Economics and Business* (52), 205–228.
- Shiller, R., Campbell, J. & Schoenholtz, K. (1983), 'Forward rates and future policy : Interpreting the term structure of interest rates', *Brookings Papers on Economic Activity* **1**, 173–217.
- Shiller, R. J. (1979), 'The volatility of long-term interest rates and expectation models of the term structure', *Journal of Political Economy* (87), 1190–1219.
- Söderström, U., Söderlind, P. & Vredin, A. (2002), 'Can a calibrated new-keynesian model of monetary policy fit the facts', *Sveriges Riksbank Working Papers Series*.
- Svensson, L. E. (1997), 'Inflation targeting : Some extensions', *NBER Working Paper*.
- Svensson, L. E. (1998), 'Inflation targeting as a monetary policy rule', *CEPR Discussion Papers*.
- Taylor, J. B. (1993), 'Discretion versus policy rules in practice', *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy* **39**, 195–214.

Taylor, J. B. (1999), *Monetary Policy Rules*, Chicago Press, National Bureau of Economic Research.

Woodford, M. (1996), 'Control of the public debt : A requirement for price stability?', *NBER Working Paper*.

ANNEXES

TAB. 2: ESTIMATION DU MODÈLE MACROÉCONOMIQUE FORWARD

Paramètres	GMM		ML	
	Estimation	Ecart-type	Estimation	Ecart-type
Courbe de Phillips				
ϕ	1,034	0,003	1,002	0,009
δ	0,002	0,012	-0,009	0,043
Courbe de demande				
cste	-0,464	0,048	-0,049	0,064
μ	1,122	0,017	0,959	0,023
σ	-0,099	0,008	-0,010	0,012
Fonction de réaction				
ρ	0,874	0,025	0,902	0,038
α	-0,803	0,690	1,668	3,949
β	4,143	0,359	2,277	1,452
γ	0,577	0,422	0,829	1,995
		J-Stat	Vraisemblance	
		15,01	-191,51399	

Voir notes tableau 1

Le modèle *forward* estimé est défini par les quatre équations suivantes :

$$\begin{aligned}
 \pi_t &= \phi E_t(\pi_{t+1}) + \delta \bar{y}_{t-4} + \varepsilon_t^\pi \\
 y_t &= cste + \mu E_t(y_{t+1}) - \sigma \bar{r}_{t-5} + \varepsilon_t^y \\
 rl_t &= D [E_t(rl_{t+1}) - rl_t] + rc_t \\
 ic_t &= (1 - \rho)[\alpha + \beta E_t(\pi_{t+12}) + \gamma y_t] + \rho ic_{t-1} + \varepsilon_t^{ic}
 \end{aligned}$$

TAB. 3: ESTIMATION DU MODÈLE MACROÉCONOMIQUE HYBRIDE

Paramètres	GMM		ML	
	Estimation	Ecart-type	Estimation	Ecart-type
Courbe de Phillips				
ϕ	0,584	0,032	0,476	0,030
φ_1	1,129	0,037	0,627	0,057
φ_2	-0,129	0,014	-0,104	0,043
δ	0,009	0,006	0,004	0,026
Courbe de demande				
constante	-0,049	0,007	-0,006	0,008
μ	0,401	0,004	0,393	0,007
κ_1	0,977	0,007	0,975	0,015
κ_2	-0,361	0,005	-0,367	0,012
σ	-0,010	0,001	-0,001	0,001
Fonction de réaction				
ρ	-0,735	0,188	0,913	0,042
α	-0,111	0,721	1,717	4,268
β	3,978	0,322	2,242	1,582
γ	-1,167	0,295	0,849	2,031
	J-Stat		Vraisemblance	
	14,86		292,83712	

Voir notes tableau 1

Le modèle hybride estimé est défini par les quatre équations suivantes :

$$\begin{aligned}
 \pi_t &= \phi E_t(\pi_{t+1}) + \varphi_1 \pi_{t-1} + \varphi_2 \pi_{t-2} + \delta \bar{y}_{t-4} + \varepsilon_t^\pi \\
 y_t &= cste + \mu E_t(y_{t+1}) + \kappa_1 y_{t-1} + \kappa_2 y_{t-2} - \sigma \bar{r}_{t-5} + \varepsilon_t^y \\
 rl_t &= D [E_t(rl_{t+1}) - rl_t] + rc_t \\
 ic_t &= (1 - \rho)[\alpha + \beta E_t(\pi_{t+12}) + \gamma y_t] + \rho ic_{t-1} + \varepsilon_t^{ic}
 \end{aligned}$$