Chapitre 4 :
Politiques Monétaires et Règle de Taylor

Cours de Modélisation Appliquée – Master 1

- 1. Présentation
- 2. La règle de Taylor
- 3. Choix du conditionnement de la règle de Taylor
  - 3.1. Règle avec conditionnement passé
  - 3.2. Règle avec conditionnement contemporain
  - 3.3. Règle avec anticipations
- 4. Extensions de la règle de Taylor
- 5. Un exemple de règle alternative : la règle de McCallum
- 6. Modèles d'équilibre général dynamiques
- 7. Illustration : les politiques monétaires européennes et la règle de Taylor
  - 7.1. Les données
  - 7.2. La construction des données du modèle
  - 7.3. L'évaluation empirique
    - 7.3.1. Evaluation par simulation
    - 7.3.2. Evaluation par estimation
    - 7.3.3. Analyse de la stabilité

1. Présentation

La théorie économique et les autorités monétaires semblent s’accorder pour concevoir et mettre en œuvre une même politique monétaire, définie en tant que règle active centrée sur un objectif d’inflation (**inflation targeting**).

Les règles monétaires actives ou contingentes s'opposent aux premières règles mises en place, c'est-à-dire à la fois aux règles passives et aux politiques discrétionnaires :

- Les règles passives avec Friedman, visant une croissance stable et modérée de la masse monétaire (règle de taux constants k %)
  (première règle avec Simons (1936) : la règle de couverture 100% or).
  Mais ces règles passives souffrent d'un manque de flexibilité ;

- Les politiques discrétionnaires, agissant au coup par coup (dont l'objectif est la stabilité de l'activité économique).
  Mais ces règles discrétionnaires conduisent à des biais inflationnistes (tentation de tricher pour la BC) et à une absence de transparence.

Les règles monétaires actives apparaissent comme la solution la plus efficace pour une banque centrale cherchant

- à stabiliser l'inflation à un niveau *cible* et
- à limiter les fluctuations macroéconomiques (stabiliser l'activité économique),

sans pour autant éliminer leur champ d'actions discrétionnaires.

La **règle de Taylor** (Taylor, 1993 et 1998) est la référence centrale de ces règles monétaires actives et l'expression de ces conceptions communes.

Elle lie, de manière linéaire, le taux d'intérêt nominal (l'instrument privilégié de la politique monétaire) à

- l'écart entre l'inflation actuelle observée et l'inflation cible (l'objectif d'inflation des autorités monétaires) - définie souvent comme la stabilité des prix
- l'output gap (la différence entre output effectif et output potentiel, celui qui se réaliserait si l'économie fonctionnait de manière compétitive), et
- un résidu purement aléatoire appelé le « choc de politique économique », non-corrélé avec l'inflation ni l'output gap.

La règle de Taylor a une double interprétation :

1. Description de la politique monétaire à différentes périodes, c'est-à-dire examiner différents épisodes de l'histoire monétaire, et donc appréhender le comportement d'une BC en matière de conduite de la politique monétaire.

2. Anticipation et prescription du taux d'intérêt que la BC doit fixer en réponse à l'inflation et à l'activité réelle. Indication du poids alloué à la stabilisation de l'inflation et à l'élimination de l'output gap.

D’un point de vue normatif, la règle de Taylor – en comparant le taux d’intérêt issu de la règle de Taylor au taux d’intérêt à court terme observé sur le marché – permet de juger l’adéquation de la politique monétaire aux variables économiques fondamentales.

Le succès de la règle de Taylor vient du fait qu'elle permet d'expliquer, au moins sur une certaine période, le comportement de banques centrales (BC), comme la Fed, la Banque du Japon et certaines banques centrales européennes.

Par conséquent, ce modèle fait référence parmi les économistes de banques et d'instituts de conjoncture chargés d'analyser et d'anticiper les comportements de banques centrales.

2. La règle de Taylor

La forme générale des règles monétaires actives est

$$r = f\left(X_{t-i}\right) \qquad \text{avec } i \in Z$$

où

- r est le taux d'intérêt nominal, c'est-à-dire l'instrument de la politique monétaire
- X_{t-i} est un ensemble de variables de conditionnement

La règle de Taylor peut s'exprimer de la manière suivante

$$i_t = \bar{r} + \pi_t + \beta_1 (\pi_t - \hat{\pi}_t) + \beta_2 (y_t - y_t^*)$$

où

- i_t : le taux d'intérêt à court terme (taux d'intervention de la BC)
- π_t : le taux d'inflation (annuel)
- $\hat{\pi}_t$: le taux d'inflation cible
- $y_t - y_t^*$: l'*output gap*, cad l'écart entre le PIB courant (y_t) et le PIB potentiel (y_t^*)
- $\bar{r}$: le taux réel neutre (ou taux d'intérêt réel permettant l'équilibre de long terme)
- β_1 et β_2 : des paramètres positifs

Une difficulté est de définir le taux réel neutre $\bar{r}$.

Il est habituel d'identifier ce taux neutre à la croissance potentielle de l'économie ou croissance tendancielle de l'économie (par référence à la théorie néo-classique de la croissance), cad la croissance soutenable sans inflation excessive.

On pose alors $\bar{r} = y^*$ ou encore $\bar{r}_t = y_t^*$ si le taux réel neutre et la croissance potentielle sont susceptibles de varier au cours du temps.

La règle de Taylor devient alors

$$i_t = y_t^* + \pi_t + \beta_1(\pi_t - \hat{\pi}_t) + \beta_2\,(y_t - y_t^*)$$

A long terme, la cible d'inflation est atteinte et l'output gap est nul, alors le taux d'intérêt nominal est tel que le taux d'intérêt réel est égal au taux réel neutre, i.e. à la croissance potentielle

$$i_t = y_t^* + \pi_t \Leftrightarrow i_t - \pi_t = y_t^*$$

Le taux d'intérêt à long terme est neutre vis-à-vis de l'activité.

Ceci est la **règle d'or des modèles de croissance néo-classique**, c'est-à-dire l'égalité entre le taux d'intérêt réel et la croissance potentielle de l'économie.

La politique monétaire est neutre vis-à-vis de l'activité à long terme.

Par contre, à court terme, la règle de Taylor, et donc la politique monétaire, est active

- Si $(\pi_t - \hat{\pi}_t) > 0$ et augmente, alors les autorités monétaires augmentent i_t, avec $i_t \geq y_t^* + \pi_t$.
  Dans ce cas, la **politique monétaire est restrictive.**

- Si $(\pi_t - \hat{\pi}_t) < 0$ et diminue, alors les autorités monétaires diminuent i_t avec $i_t \leq y_t^* + \pi_t$.
  Dans ce cas, la **politique monétaire est accommodante.**

- Si $(y_t - y_t^*)$ (output gap) augmente, alors les autorités monétaires augmentent i_t.

- β_1 reflète l'aversion des autorités monétaires pour l'inflation par rapport aux fluctuations de l'activité (l'output gap).
  C'est aussi la pondération attribuée par les autorités monétaire à la stabilisation des prix.

- β_2 reflète de combien les autorités monétaires veulent réduire les fluctuations de l'économie par rapport à l'inflation.
  C'est aussi la pondération attribuée par les autorités monétaire à la stabilisation de la production.

L'identification des paramètres optimaux de la règle de Taylor se fait par le biais de simulations réalisées sur des modèles empiriques représentant les différentes économies.

Ceci permet d'éprouver la robustesse des différentes spécifications de règle monétaire.

Dans cette règle de politique monétaire, la présence de l’écart de production peut être cependant difficile à justifier, à moins que la banque centrale ne possède un objectif explicite de stabilisation de la production.

De fait, si cet écart est utilisé comme indicateur des tensions inflationnistes futures, il est alors redondant avec le terme d’inflation anticipée.

En effet, contrairement à l’objectif primaire plus large de la Fed, l’objectif principal du Système européen des banques centrales (SEBC) et par la même l’Eurosystème, est de maintenir la stabilité des prix.

En théorie, la croissance et l’emploi ne représentent qu’un objectif de second rang dans la conduite de la politique monétaire de la zone euro.

Toutefois, la prise en compte de l'output gap est théoriquement justifiée, même dans l'hypothèse d'une stratégie focalisée uniquement par l'inflation (*inflation nutter*) où la fonction objective de la banque centrale ne tient compte que de l'inflation, à cause de son influence sur l'évolution des prix à long terme.

On parle plutôt de ciblage de l'inflation « flexible » pour tenir compte de l'écart de production.

Il faut remarquer que si les autorités monétaires avaient un ciblage uniquement sur l'inflation (*inflation nutter*) alors, par définition, on aurait

- $\beta_1 = 1.00$
- $\beta_2 = 0.00$

puisqu'on écarte l'output gap comme variable explicative.

3. Choix du conditionnement de la règle de Taylor

La règle de Taylor peut être spécifiée en fonction de son conditionnement par rapport au passé, au contemporain ou encore au futur.

3.1. Règle avec conditionnement passé (feedback rule)

$$i_t = \bar{r} + \pi_t + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \left(y_{t-i} - y_{t-i}^* \right) + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \left(\pi_{t-i} - \pi^* \right) + \varepsilon_t$$

La règle ne fait apparaître que des valeurs retardées des écarts.

Dans ce cas, il n'y pas de problème particulier d'estimation des paramètres α_i et β_i (prédétermination).

Toutefois, l'ajustement avec délai de la politique monétaire pose un problème théorique.

3.2. Règle avec conditionnement contemporain

$$i_t = \bar{r} + \pi_t + \alpha\left(y_t - y_t^*\right) + \beta\left(\pi_t - \pi^*\right) + \varepsilon_t$$

Dans ce cas, on a un problème économétrique de biais de simultanéité.

Mais on a aussi un problème économique car la règle est peu crédible du fait des délais de transmission d'information sur les écarts de production et d'inflation dus à la collecte des informations statistiques et leur traitement.

Le problème de disponibilité des données peut être contourné soit par la substitution de variables retardées aux valeurs contemporaines inconnues, soit par les valeurs prévisionnelles.

3.3. Règle avec anticipations

$$i_t = \bar{r} + \pi_t + \alpha E_t \left(y_{t+i} - y^*_{t+i} \right) + \beta E_t \left(\pi_{t+i} - \pi^* \right) + \varepsilon_t$$

Cette modélisation se justifie au niveau économique par la prise en compte des anticipations rationnelles.

Mais ceci pose un problème au niveau économétrique qui peut être résolu en utilisant la méthode des moments généralisés (GMM, *Generalized method of moments*) pour estimer le modèle.

4. Extensions de la règle de Taylor

En dépit de sa simplicité dans la détermination d'un hypothétique sentier de référence dans la conduite de la politique monétaire, la règle de Taylor est handicapée par :

1. son caractère plus descriptif que normatif qui résulte du choix des coefficients des variables de l'équation
2. l'importance de la marge d'incertitude quant à la détermination des variables de référence de l'équation, c'est-à-dire l'output gap, le taux d'intérêt réel neutre et l'indice des prix utilisé pour mesurer l'inflation

Différents aménagements ont été apportés à la formulation initiale de Taylor, menant ainsi au développement des **règles de type Taylor** (*Taylor-type rules*).

Notamment, l'introduction de :

- le taux d'intérêt retardé
- l'inflation anticipée
- les variables macroéconomiques, comme le taux de change effectif, le prix des matières premières, ...

Les taux d'intérêt retardés: l'argument principal est un souci de stabilité financière et de préserver la crédibilité qui incite les banques centrales à privilégier un lissage en douceur plutôt que des mouvements brusques des taux directeurs et ainsi éviter une trop forte volatilité (risque d'instabilité de l'équation) du taux directeur ou encore de limiter l'impact sur les taux longs.

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1-\rho) o \left[\bar{r} + \pi_t + \alpha \left(y_t - y_t^*\right) + \beta \left(\pi_t - \pi^*\right)\right] + \varepsilon_t$$

La formulation retenue ici suppose que la dynamique du taux d'intérêt est autorégressive d'ordre 1 – AR(1) – (conformément au choix retenu le plus généralement).
Le paramètre ρ représente le degré de lissage du taux d'intérêt ou d'inertie de la politique monétaire.

Il est bien entendu possible de faire l'hypothèse d'une dynamique plus complexe qu'un AR(1).

Dans ce cadre, Lunnemann et Rouabah (2003) ont estimé la règle de Taylor pour la zone euro et ils ont estimé les paramètres pour les écarts de l'inflation et de la production respectivement à $\beta_1 = 0.30$ et $\beta_2 = 0.36$.

L'inflation anticipée : l'argument est l'hypothèse des anticipations rationnelles et une politique monétaire prospective (règle *forward-looking*).

$$i_t = \bar{r} + E_t\pi_{t+1} + \alpha\left(y_t - y_t^*\right) + \beta\left(\pi_t - \pi^*\right) + \varepsilon_t$$

où $E_t\pi_{t+1}$ représente l'anticipation formée en t de l'inflation en $t+1$.

► Ce type de règle possède de bonnes propriétés stabilisatrices à condition de respecter le « principe de Taylor » selon lequel le poids attribué à la stabilisation des prix (β) doit être supérieur à l'unité.

► En effet, cette condition implique que l'apparition d'un surcroît d'inflation est immédiatement compensée par une hausse plus que proportionnelle du taux d'intérêt nominal, qui se traduit en conséquence par une augmentation du taux d'intérêt réel à court terme, censée assurer à son tour la réduction des tensions inflationnistes.

La détermination de l'inflation anticipée se révèle délicate.

Elle peut être

- soit estimée par le modélisateur,
- soit reprise des exercices de prévisions semestriels issues des travaux de l'Eurosystème ou des enquêtes auprès des agents économiques,
- soit approchée par le taux d'inflation cible ou courant.

Dans la pratique, cette dernière solution est la plus souvent retenue.

Dans ce cadre, Dudley, Hatzius, Mayer et Walton (2002) ont estimé la règle de Taylor pour la zone euro et ils ont estimé les paramètres pour les écarts de l'inflation et de la production respectivement à $\beta_1 = 0.38$ et $\beta_2 = 0.62$.

▶ Une des manières envisagées pour améliorer les règles de Taylor est d'adopter une stratégie sur les cibles d'inflation anticipée.

Elle se présente sous la forme suivante

$$i_t = \bar{r} + E_t\pi_{t+1} + \gamma\left(E_t\pi_{t+h} - \pi^*\right) + \varepsilon_t$$

Selon cette règle, la BC formule des anticipations d'inflation à un certain horizon noté h et ajuste ses taux d'intérêt en fonction du paramètre γ. La combinaison recherchée est alors h et γ.

5. Un exemple de règle alternative : la règle de McCallum

Un autre type de règle alternative, n'ayant pas un objectif direct de prix (inflation), est la règle proposée par McCallum (1988) avec un objectif (une cible) de PIB nominal, supposé efficace pour assurer à long terme la stabilité des prix.

Dans ce cas, la BC considère un objectif de PIB nominal égal au taux de croissance réel à long terme de l'économie.

Elle manipule un instrument que les autorités peuvent contrôler, base monétaire ou taux d'intérêt, en fonction de l'écart observé entre l'objectif de PIB nominal et la sa valeur effective.

McCallum (1988) préfère la base monétaire car il trouve son maniement plus simple et plus direct dans son lien avec le PIB nominal.

Concrètement, la règle de PIB nominal implique que la BC agisse sur le taux de croissance de la monnaie de base de manière à ce que le PIB nominal croisse régulièrement à un taux non inflationniste correspondant au taux de croissance réel à long terme.

Ceci équivaut à moduler la politique monétaire en fonction de l'écart entre la cible de PIB nominal ($\bar{x}$) et le PIB nominal effectif (x_t).

La règle de McCallum se présente de la manière suivante

$$\Delta b_t = \Delta \bar{x} - \Delta V_t + \lambda (\Delta \bar{x} - \Delta x_t)$$

où

- Δb_t est le taux de croissance de la base monétaire (l'instrument de politique monétaire)
- $\Delta \bar{x}$ représente la valeur cible du taux de croissance du PIB nominal
- ΔV_t est la vélocité (vitesse de circulation) moyenne de la monnaie définie comme le rapport entre le PIB nominal et la monnaie de base,
- $(\Delta \bar{x} - \Delta x_t)$ est l'écart de croissance, c'est-à-dire la fonction de réaction de la BC.

Le paramètre λ ($\lambda > 0$) représente le facteur de réaction de la BC.

Plus λ est élevé et plus la croissance monétaire sera forte pour un écart donné du PIB nominal.

Si λ est trop élevé, l'effet de la politique monétaire sera trop fort, entraînant une instabilité dynamique (trop forte correction de l'écart de PIB).

A l'inverse, si λ est trop faible, alors la politique monétaire aura peu d'effet et ne compensera pas l'écart de PIB. McCallum (1988) suppose que $\lambda = 0.5$.

McCallum (2000) suggère une autre règle de ciblage sur le PIB nominal en utilisant le taux d'intérêt comme instrument de politique monétaire.

Cette règle est simplement déterminée par la somme de l'inflation désirée par les autorités et de la croissance tendancielle de longue période du PIB réel, qui constitue une approximation usuelle de la croissance potentielle.

$$i_t = \bar{r} + \pi_t + \lambda\left(\Delta\bar{x} - \Delta x_t\right)$$

- Si le PIB nominal est inférieur à l'objectif fixé, la BC pratiquera une politique monétaire plus accommodante en baissant les taux d'intérêt ou en augmentant la base monétaire (à travers les réserves des banques).

- Si au contraire le PIB nominal est supérieur à l'objectif fixé, la politique sera restrictive avec une hausse des taux ou une diminution de la base monétaire.

Cette règle a cependant connu un succès beaucoup plus limité que celle de Taylor, notamment pour deux raisons :

- La première tient à l'objectif assigné à la banque centrale. Celui-ci correspond à une norme de progression du PIB nominal.
  Or, si la banque centrale est clairement responsable de la stabilité des prix à moyen terme, la spécification d'un tel objectif en termes de revenu nominal soulève la question du partage des responsabilités.

- La deuxième raison tient au fait que l'approche de McCallum suppose une politique de base monétaire qui, en pratique, a été abandonnée par la plupart des banques centrales au profit d'une politique de taux d'intérêt.

6. Modèles d’équilibre général dynamiques

Les **modèles d’équilibre général dynamiques** ou **modèles d’équilibre général intertemporel stochastique** (MEGIS ou DSGE, *dynamic stochastic general equilibrium*) donnent une représentation analytique simple du fonctionnement des économies développées.

De tels modèles reposent sur l’hypothèse que les agents économiques (consommateurs, entrepreneurs, autorités monétaires et publiques . . .) décident, à chaque période et de façon optimale, de leurs dépenses présentes et futures de consommation, d’investissement ou encore du volume de leur production, en fonction de l’information dont ils disposent et de leurs anticipations quant à l’évolution de leurs revenus et de l’état futur de l’économie.

De manière schématique, la résolution de tels modèles (représentant le fonctionnement de l'économie) conduit généralement à un jeu simple d'équations, et plus précisément à trois équations

Equation 1 : la première équation est donnée par

$$y_t = \alpha_0 - \alpha_1 \left(i_t - E_t \pi_{t+1} \right) + E_t y_{t+1} + \varepsilon_t$$

Cette équation, qualifiée de courbe IS, reflète les évolutions de la demande agrégée (consommation des ménages, investissement des entreprises).

Cette première équation traduit le fait que la décision de production prise au temps t, représentée par la variable y_t, dépend

- négativement du taux d'intérêt réel ($i_t E_t \pi_{t+1}$), défini comme la différence entre le taux d'intérêt nominal i_t et l'inflation anticipée pour la période suivante ($E_t \pi_{t+1}$)

  L'inflation anticipée, en renchérissant le coût réel du crédit et en élevant la rémunération de certaines formes d'épargne, pénalise la demande des ménages (consommation et investissement) ainsi que l'investissement des entreprises, et

- positivement des perspectives d'activité ($E_t y_{t+1}$).

  Les perspectives d'activité stimulent en effet l'investissement des entreprises, et, par conséquent, la production effective ; elles accroissent aussi les anticipations de revenus des ménages, ce qui peut aussi les inciter à consommer plus.

- enfin, la variable (ε_t) traduit la présence d'éventuels chocs de demande, tels qu'une hausse non anticipée des dépenses publiques.

Equation 2 : la deuxième équation est donnée par

$$\pi_t = \beta_0 E_t \pi_{t+1} + \beta_1 (y_t - y_t^*) + \eta_t$$

Cette équation, qualifiée parfois de « nouvelle courbe » de Phillips ou encore de spécification d'ajustement des prix (de type Calvo-Rotemberg), traduit les évolutions de l'offre agrégée.

Cette deuxième équation reflète le fait que l'inflation courante, mesurée par π_t, dépend

- positivement de l'évolution anticipée des prix futurs ($E_t\pi_{t+1}$),

- positivement de l'écart de production, défini comme la différence entre la production effective et la production potentielle ($y_t - y_t^*$).
  En effet, cet écart fournit une mesure synthétique des capacités de production disponibles dans l'économie pour faire face à un surcroît de demande.
  Il reflète donc l'état des tensions sur le marché des biens et du travail.

- La variable η_t traduit la présence de chocs d'offre éventuels, tels qu'un choc pétrolier par exemple.

Equation 3 : ce type de modèle est généralement complété par une équation définissant la façon dont est fixé le taux d'intérêt nominal (i_t) par la banque centrale.

Cette équation ou « règle de politique monétaire » est souvent définie par la « règle de Taylor ».

Dans une telle représentation de l’économie, et en présence de rigidités nominales, c’est-à-dire d’un ajustement graduel des prix, la banque centrale, en modifiant son taux d’intérêt directeur (i_t), affecte directement le taux d’intérêt réel à court terme.

Le taux d’intérêt à court terme agit alors sur la demande agrégée (équation 1) et implique un ajustement de la production effective.

Ce mouvement, qui modifie à son tour l’écart de production, affecte *in fine* l’évolution des prix (équation 2).

7. Les politiques monétaires européennes et la règle de Taylor

Dans cette partie, nous allons cherché à savoir s'il y a adéquation des politiques monétaires européennes à la règle de Taylor entre 1970 et 1998.

Autrement dit, dans quelle mesure ces pays ont pu, malgré les contraintes spécifiques du SME (Système Monétaire Européen à partir de 1979) et de la construction progressive de l'UEM (préparation de l'Union Monétaire Européenne à partir de 1990), se conformer en matière de politique monétaire à la règle « normative » de Taylor.

L'évaluation empirique porte sur deux des pays les plus importants de l'Union Européenne, à savoir l'Allemagne et la France.

7.1. Les données

Les données sont trimestrielles et couvrent la période de 1970:1 à 1998:3 (source : Cadoret *et alii*, 2004)

- y_t^0 : le PIB en volume
- cpi_t : l'indice des prix à la consommation
- i_t : le taux d'intérêt à court terme. C'est le taux le jour le jour sur le marché interbancaire et non le taux d'intervention de la BC (pas adapté au traitement économétrique)

7.2. La construction des données du modèle

L'écart de production (ou *output gap*), soit la différence entre la production observée (effective) et le niveau de la production potentielle permet d'évaluer les pressions qui s'exercent sur l'appareil de production.

- Lorsque cet écart est positif, cela indique que le niveau de la production observée est plus élevé que le niveau soutenable. Il y a donc apparition de pressions inflationnistes.
- Lorsque cet écart est négatif, cela indique que le niveau de la production observée est plus faible que celui de la production potentielle. Des pressions déflationnistes se font sentir.

Néanmoins, la production potentielle n'étant pas observable, elle doit être estimée.

Le PIB potentiel est couramment défini comme la production macréconomique réalisable sans une accélération de l’inflation au delà de son niveau courant.

Ce PIB potentiel peut également s’interpréter comme la croissance tendancielle de l’économie et s’obtient à partir de méthodes de lissage sur le PIB, notamment le filtre de Hodrick et Prescott (1980 et 1997).

Le filtre de Hodrick-Prescott une méthode de décomposition entre cycle et tendance, i.e. une méthode d’extraction des composantes tendancielle et cyclique d’une série économique.

On considère la décomposition de la série de PIB en volume y_t^0 suivante

$$y_t^0 = y_t^T + y_t^C$$

où

- y_t^T est la composante tendancielle du PIB
- y_t^C est la composante cyclique ou conjoncturelle

3.2. La construction des données du modèle

Le filtre de Hodrick-Prescott [HP] permet cette décomposition en minimisant

$$\min_{y_t^T} \left[\sum_{t=1}^{T} (y_t^C)^2 + \lambda \sum_{t=3}^{T} (\Delta y_t^T - \Delta y_{t-1}^T)^2 \right]$$

- Si $\lambda = 0$ alors on a une composante conjoncturelle nulle et le PIB et le PIB tendanciel sont confondus ($y_t^T = y_t^0$)
- Si $\lambda \to \infty$ alors on a une tendance linéaire, i.e. une croissance tendancielle à taux constant ($\Delta y_t^T = \Delta y^T$)
- Sur données trimestrielles, on pose généralement $\lambda = 1600$.

- y_t^T : le PIB potentiel (PIB tendanciel).

- $hpga_t = yga_t^T = 100 \times (y_t^T - y_{t-4}^T)/(y_{t-4}^T)$: la croissance du PIB potentiel (ou taux réel neutre) en glissement annuel (GA) en %.

- $pibga_t = yga_t^0 = 100 \times (y_t^0 - y_{t-4}^0)/(y_{t-4}^0)$: la croissance du PIB en glissement annuel (GA) en %.

- $gap_t = 100 \times (y_t^0 - y_t^T)/(y_t^T)$: l'output gap.

- $cpiga_t = \pi_t = 100 \times (cpi_t - cpi_{t-4})/(cpi_{t-4})$: l'inflation annuelle.

- $\hat{\pi}_t = 2\%$: l'inflation cible pour les 2 pays.

- $ecinf_t = \pi_t - \hat{\pi}_t = cpiga_t - 2$: l'écart à l'inflation cible.

7.3. L'évaluation empirique

L'évaluation de l'adéquation des politiques monétaires européennes à la règle de Taylor peut se concevoir de deux manières :

- **l'évaluation par simulation** où les différents coefficients affectant les variables de la règle de Taylor sont donnés. On compare alors, par simulation, les taux courts historiques aux taux de Taylor simulés (calculés).
- **l'évaluation par estimation** où les coefficients du modèle de Taylor sont estimés.

7.3.1. Evaluation par simulation

Avant d’estimer les équations nous devons construire les différentes données utiles à l’estimation.

Les graphiques suivants représentent le profil d’évolution de l’ensemble des variables qui déterminent selon la règle de Taylor l’évolution des taux d’intérêt.

On peut remarquer que toute élévation durable du niveau de la croissance (PIBGA) se traduit par une élévation de la croissance potentielle (HPGA) et inversement.

Figure: PIB et PIB potentiel pour la France.

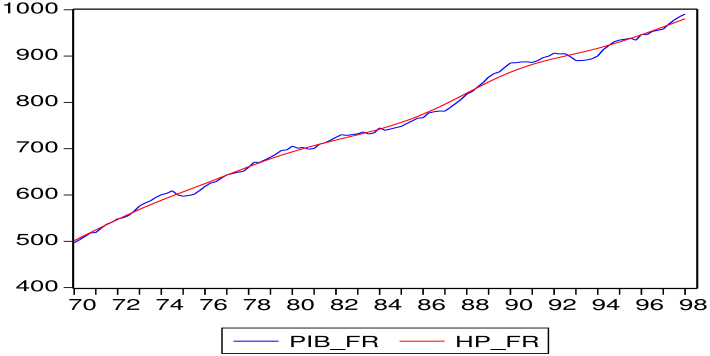


Figure: PIB et PIB potentiel pour l'Allemagne.

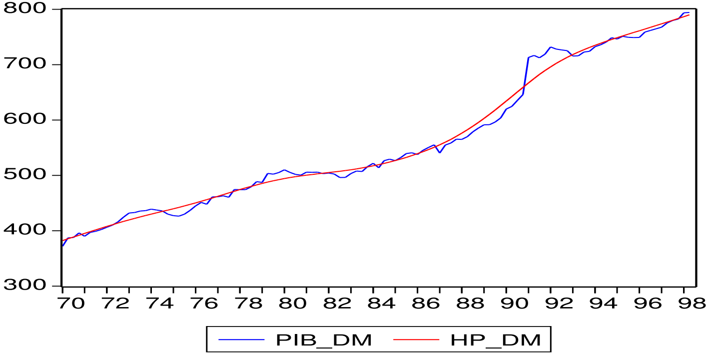


Figure: Croissance et croissance potentielle pour la France.

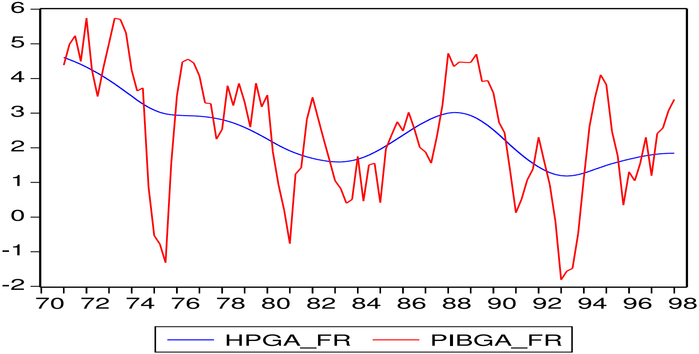


Figure: Croissance et croissance potentielle pour l'Allemagne.

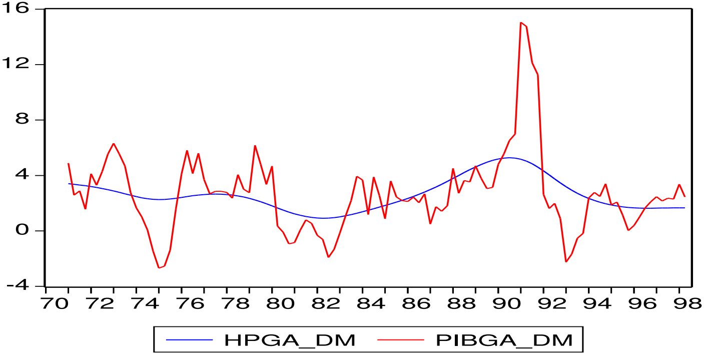


Figure: Inflation et output gap pour la France.

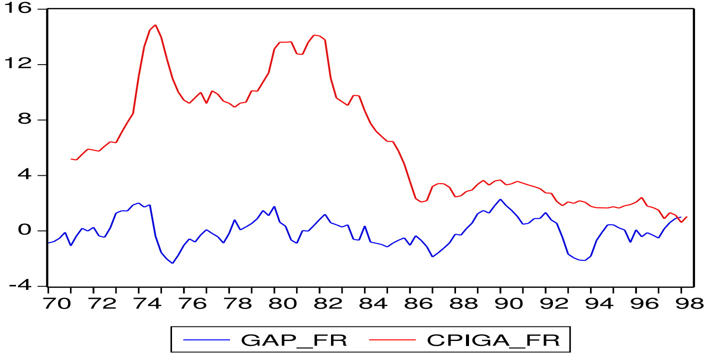
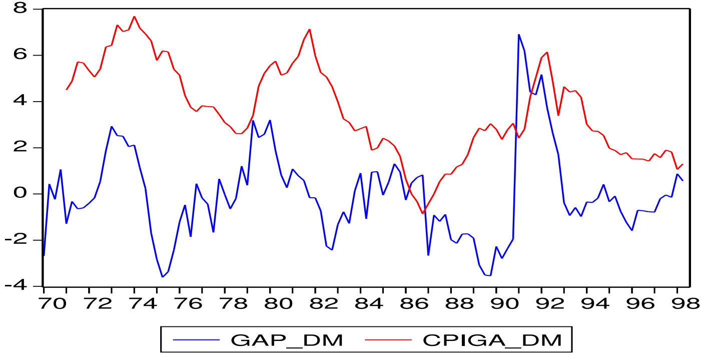


Figure: Inflation et output gap pour l'Allemagne.



Pour l'équation de la règle de Taylor, les coefficients suivants sont donnés $\beta_1 = \beta_2 = 0.5$.

Ce sont les paramètres obtenus par Taylor (1993) sur des données américaines.

La règle de Taylor est alors

$$
\begin{aligned}
\text{Taux simulé:} \qquad & TS(i)_t = g_t + \pi_t + 0.5(\pi_t - \hat{\pi}_t) + 0.5y_t \\
\text{Taux neutre:} \qquad & TN(g)_t = g_t + \pi_t
\end{aligned}
$$

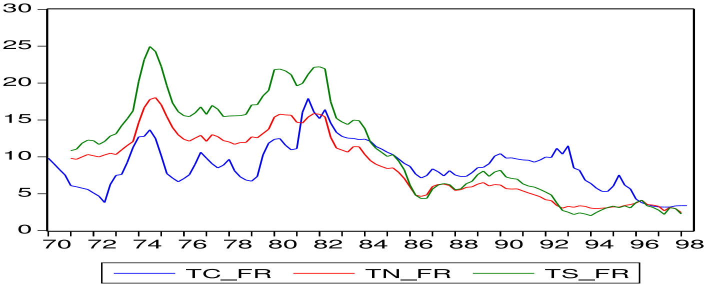
La règle de Taylor est alors

$$\text{Taux simulé :} \qquad ts\_fr = hpga\_fr + cpiga\_fr$$
$$+0.5ecinf\_fr + 0.5gap\_fr$$

$$\text{Taux neutre :} \qquad tn\_fr = hpga\_fr + cpiga\_fr$$

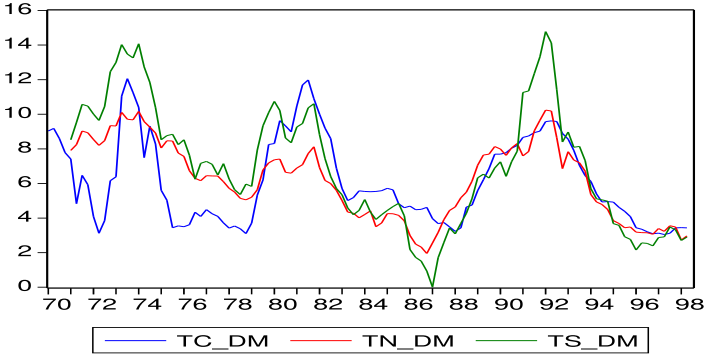
Le graphique suivant montre que l'adéquation de la politique en France à la règle de Taylor semble plutôt médiocre car (i) les écarts entres les taux observés et simulés sont élevés et (ii) le sens d'évolution des taux est moyennement reproduit par le modèle.

Figure: Taux court, neutre et de Taylor pour la France.



Par contre, la règle de Taylor semble être davantage adaptée au cas de l'Allemagne.

Figure: Taux court, neutre et de Taylor pour l'Allemagne.



En outre, l’adéquation des politiques monétaires à la règle de Taylor semble très variable au cours du temps.

En effet, la précision du modèle aurait tendance à s’accroître sur la période.

On assiste globalement à une convergence des taux courts vers les taux de Taylor avec des degrés et des rythmes différents et une accélération en fin de période.

Cette convergence s'effectue selon deux régimes

1. Jusqu'en 1980 (environ jusqu'à la fin de la création du SME (mars 1979)), les taux courts sont nettement inférieurs aux taux de Taylor et aux taux neutres : les politiques monétaires sont alors clairement accommodantes ;
2. A partir du début des années 1980, la situation a tendance à s'inverser (taux courts supérieurs aux taux de Taylor et neutres) avec des politiques monétaires qui deviennent restrictives.

   C'est une période durant laquelle la France a mené une stratégie de désinflation.

Les pics en 1974 et 1979, dus aux chocs pétroliers, témoignent des réactions monétaires plus vigoureuses, i.e. des hausses des taux plus importantes.

Dans le cas de l'Allemagne, l'adéquation vis-à-vis de la règle de Taylor s'affirme nettement à partir de 1988 avec un degré de précision du modèle qui semble à peu près constant sur la période 1988-1998, excepté les 2 années qui ont suivies la réunification.

Pour évaluer le niveau de précision du modèle, nous utilisons l'erreur quadratique moyenne ou RMSE (*root mean squared error*).

Soit $e_t = i_t - \hat{i}_t$, i.e. l'écart entre le taux court observé et le taux simulé, et le RMSE est défini par

$$\text{RMSE} = \sqrt{T^{-1} \sum_{t=1}^{T} e_t^2}$$

Nous calculons pour la France et l'Allemagne les écarts entre le taux court observé et d'une part le taux de Taylor simulé (T) et d'autre part le taux neutre[1] (N)

$$\text{RMSE-FR(T)} = 5.72 \qquad \text{RMSE-FR(N)} = 3.69$$
$$\text{RMSE-DM(T)} = 2.62 \qquad \text{RMSE-DM(N)} = 2.00$$

On peut remarquer que la précision est meilleure dans le cas de l'Allemagne que dans celui de la France.
Ceci confirme les indications des graphiques.

[1]Le taux neutre est obtenu en posant $\beta_1 = \beta_2 = 0$.

Remarque :

► Les coefficients retenus dans la règle de Taylor (fixés à 0.5) ne sont pas le résultat de recherches empiriques et rien ne garantit que cette configuration de coefficients offre les meilleures performances en termes de maîtrise de l'inflation autour de sa cible et de l'ouput gap.

► De plus, rien n'indique que ces coefficients, choisis pour les Etats-Unis, soient les mêmes pour la zone euro dont la structure économique est différente.

7.3.2. Evaluation par estimation

Afin de ne pas dénaturer la règle de Taylor et de pouvoir respecter le principe de neutralité à long terme ($i_t = g_t + \pi_t$)[2], on transforme le modèle de la manière suivante[3] :

$$\begin{aligned} & i_t = g_t + \pi_t + \beta_1(\pi_t - \hat{\pi}_t) + \beta_2(y_t - y_t*) \\ \Leftrightarrow \quad & ec_t = i_t - (g_t + \pi_t) = \alpha + \beta_1(\pi_t - \hat{\pi}_t) + \beta_2(y_t - y_t*) \end{aligned}$$

La variable de taux court (i_t) est transformée en une variable d'écart au taux neutre ($g_t + \pi_t$).

---

[2] Les coefficients devant les variables de croissance potentielle (g_t) et d'inflation (π_t) sont posés égal à 1.

[3] Une constante est introduite dans le modèle car son absence est de nature à biaiser les estimateurs des coefficients et celui de la variance des résidus.

- France

$$EC\_FR = c + \beta_1 ECINF\_FR + \beta_2 GAP\_FR$$

- Allemagne

$$EC\_DM = c + \beta_1 ECINF\_DM + \beta_2 GAP\_DM$$

Table: Estimations par les MCO de la règle de Taylor pour la France.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.545632	0.400914	6.349572	0.0000
ECINF_FR	-0.564111	0.065964	-8.551847	0.0000
GAP_FR	0.415721	0.263328	1.578720	0.1174

Table: Estimations par les MCO de la règle de Taylor pour l'Allemagne.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.193107	0.235549	0.819817	0.4141
ECINF_DM	-0.203737	0.093710	-2.174112	0.0319
GAP_DM	0.289980	0.095485	3.036928	0.0030

► Les coefficients β_1 sont significativement négatifs pour les deux pays.
Ce résultat ne plaide pas en faveur d'une adéquation des politiques monétaires à la règle de Taylor.

► Par contre, le coefficient β_2 a le signe positif attendu.

► Néanmoins, l'estimateur est peu précis pour la France car son écart-type est trop élevé, et il ne peut donc pas être considéré comme significativement différent de 0.5 en raison de l'imprécision de l'estimateur.

Table: Tests de normalité (MCO).

Pays	Skew	ν_1	Kur	ν_2	JB
France	-0.01	-0.03	2.37	-1.34	1.83 (0.40)
Allemagne	0.10	0.41	3.10	0.20	0.21 (0.90)

Les p-values sont entre parenthèses. $\chi^2_{5\%}(2) = 5.99$.

Table: Tests de de non autocorrélation et d'homoscédasticité (MCO).

Pays	DW	BG(1)	LB(1)	LB(10)	White
France	0.12	95.8* (0.00)	96.4* (0.00)	403.2* (0.00)	7.44 (0.11)
Allemagne	0.23	86.9* (0.00)	88.9* (0.00)	264.0* (0.00)	30.04* (0.00)

Les p-values sont entre parenthèses. $\chi^2_{5\%}(1) = 3.84$; $\chi^2_{5\%}(2) = 5.99$; $\chi^2_{5\%}(10) = 18.3$.

Figure: Tests du CUSUM et du CUSUM carré pour la France.

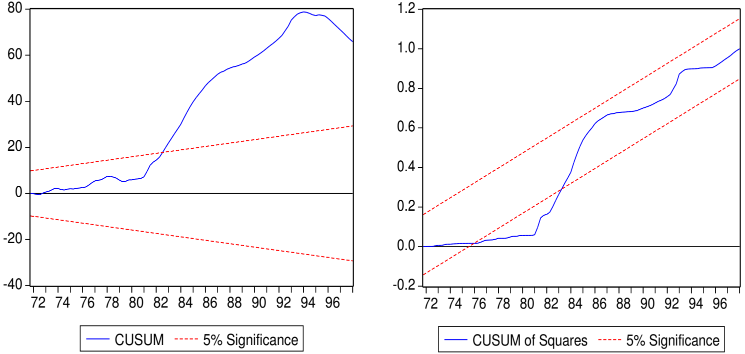
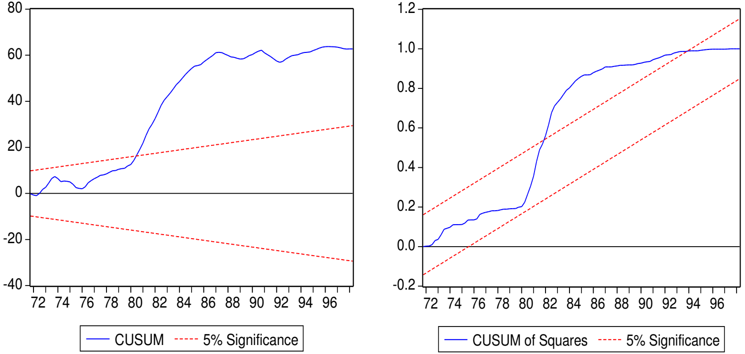


Figure: Tests du CUSUM et du CUSUM carré pour l'Allemagne.



Les graphiques suivants représentent les taux courts, de Taylor et estimés. On peut remarquer que les versions estimées de la règle de Taylor (i.e. optimisées) n'apparaissent pas supérieures à la simple simulation de la règle de Taylor avec tous les paramètres fixés.

Figure: Taux court, de Taylor et estimé pour la France.

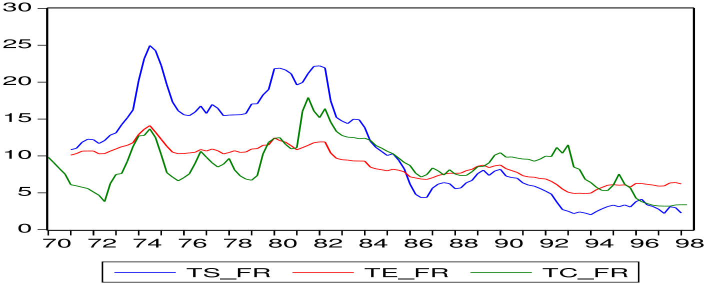
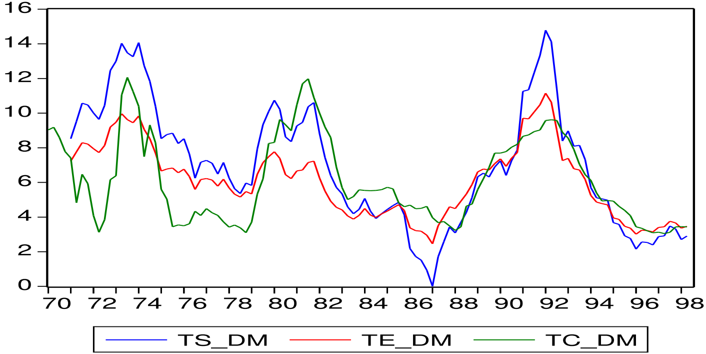


Figure: Taux court, de Taylor et estimé pour l'Allemagne.



7.3.3. Analyse de la stabilité

► On souhaite maintenant examiner la question de l'adéquation des politiques monétaires européennes à la règle de Taylor de manière plus dynamique par le biais d'estimations sur plusieurs périodes de référence.

Cela revient à remettre en cause l'hypothèse d'une stabilité du modèle de comportement des autorités monétaires.

► On ré-estime le modèle de Taylor sur trois périodes de référence (environ 10 ans) : 70:1-79:4, 80:1-89:4 et 90:1-98:3 (début de l'UEM).

Table: Estimations par les MCO de la règle de Taylor pour la France.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
1970:1-1979:4				
C	-3.533295	0.601869	-5.870538	0.0000
ECINF_FR	-0.102402	0.078250	-1.308653	0.1997
GAP_FR	0.927756	0.180825	5.130671	0.0000
1980:1-1989:4				
C	3.001099	0.416884	7.198879	0.0000
ECINF_FR	-0.323377	0.060322	-5.360834	0.0000
GAP_FR	0.171417	0.280327	0.611491	0.5446
1990:1-1998:3				
C	3.003606	0.371788	8.078803	0.0000
ECINF_FR	1.706417	0.497211	3.431976	0.0018
GAP_FR	-0.563431	0.360450	-1.563131	0.1285

Table: Estimations par les MCO de la règle de Taylor pour l'All.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
1970:1-1979:4				
C	-2.536323	0.590940	-4.292014	0.0001
ECINF_DM	0.163548	0.175066	0.934210	0.3570
GAP_DM	0.562694	0.146705	3.835546	0.0005
1980:1-1989:4				
C	1.175172	0.217563	5.401527	0.0000
ECINF_DM	0.302569	0.089830	3.368253	0.0018
GAP_DM	0.524997	0.125501	4.183221	0.0002
1990:1-1998:3				
C	0.389178	0.118549	3.282851	0.0025
ECINF_DM	-0.152213	0.081307	-1.872080	0.0707
GAP_DM	0.057331	0.045980	1.246855	0.2218

► L’estimation du modèle par sous-période confirme les hypothèses d’instabilité des coefficients.

► En effet, l’instabilité concerne les coefficients de la constante, de l’écart d’inflation et de l’output gap puisqu’ils changent de signe selon les périodes.

► Pour l'Allemagne, sur la période 1980:1 à 1989:4, les coefficients β_1 et β_2 sont significativement différents de zéro et positifs.

► L'adéquation de la politique monétaire à une règle de type Taylor peut paraître envisageable sur cette période.

Table: Tests (estimation par MCO) pour l'Allemagne - 1980:1-1989:4.

Skew	ν_1	Kur	ν_2	JB
-0.14	-0.37	2.84	-0.21	0.91 (0.18)

DW	BG(1)	LB(1)	LB(10)	White
0.50	17.9* (0.00)	19.1* (0.00)	40.5* (0.00)	18.70* (0.00)

Les p-values sont entre parenthèses. $\chi^2_{5\%}(1) = 3.84$; $\chi^2_{5\%}(2) = 5.99$; $\chi^2_{5\%}(10) = 18.3$.

► Ce tableau montre que les résidus du modèle de la règle de Taylor estimé sur la période 1980:1 à 1989:4 présente de la normalité, de l'autocorrélation à l'ordre 1 et 10, et de l'hétéroscédasticité, mais pas d'hétéroscédasticité conditionnelle.

► Par conséquent, ce modèle doit être ré-estimé en utilisant la correction de Newey-West.

Table: Estimations par les MCO et Newey-West de la règle de Taylor pour l'Allemagne - 1980:1-1989:4.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.175172	0.358791	3.275363	0.0023
ECINF_DM	0.302569	0.161196	1.877020	0.0684
GAP_DM	0.524997	0.194900	2.693679	0.0106

- Les écart-types de tous les paramètres ont augmenté avec un niveau relativement élevé, suggérant ainsi une imprécision des estimateurs.

- La significativité de β_1 est cette fois moins évidente en adoptant une estimation robuste à l'autocorrélation et à l'hétéroscédasticité.

Table: Tests (estimation par Newey-West) pour l'Allemagne - 1980:1-1989:4.

Skew	ν_1	Kur	ν_2	JB
-0.14	-0.37	2.84	-0.21	0.18
				(0.91)

DW	BG(1)	LB(1)	LB(10)	White
0.50	17.9*	19.1*	40.5*	18.70*
	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)

Les p-values sont entre parenthèses. $\chi^2_{5\%}(1) = 3.84$; $\chi^2_{5\%}(2) = 5.99$; $\chi^2_{5\%}(10) = 18.3$.

Nous appliquons maintenant différents tests de stabilité des coefficients : tests de CUSUM et CUSUM carré, résidus récursif et coefficients récursifs.

Figure: Les résidus récursifs pour l'Allemagne - 1980:1-1989:4.

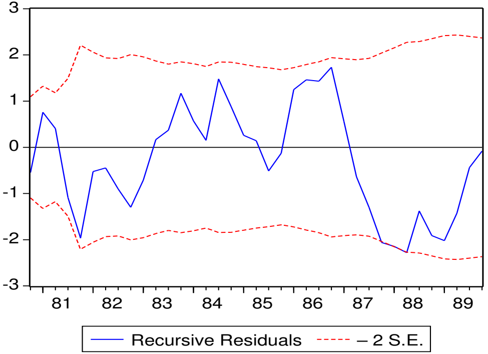


Figure: Tests du CUSUM et du CUSUM carré pour l’Allemagne - 1980:1-1989:4.

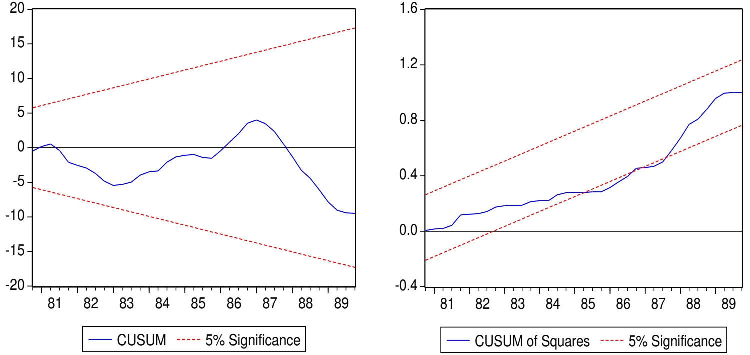
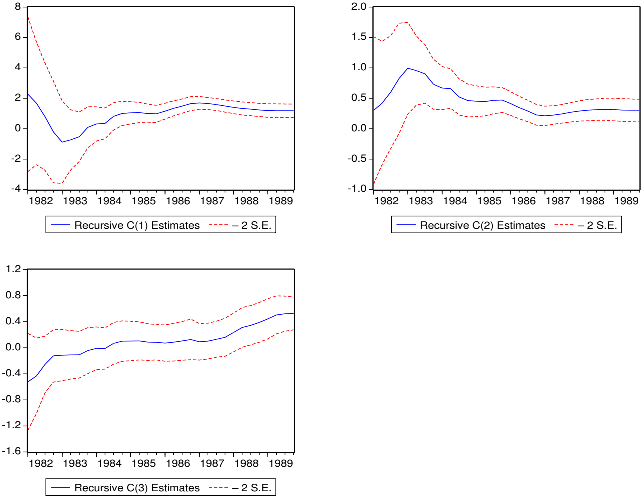


Figure: Coefficients récursifs pour l’Allemagne - 1980:1-1989:4.



Conclusion : il n’est pas évident que les deux pays étudiés aient adopté des politiques monétaires de type règle de Taylor durant la période étudiée 1970-1998. C’est discutable pour l’Allemagne.

Ceci était un peu attendu puisque la règle de Taylor est récente et traduit une conception moderne de la politique monétaire.