

Convergence budgétaire, taux d'intérêt et taux de change dans une union monétaire hétérogène

Patrick Villieu, LEO, Université d'Orléans

Mars 2001

Très préliminaire et incomplet

1. Introduction

La question de la convergence budgétaire en Europe a fait l'objet de longs débats, notamment depuis l'adoption de critères de finances publiques dans la zone Euro. L'articulation entre la convergence des dépenses publiques, remarquable depuis le début des années quatre-vingt-dix (voir Blot, Serranito & Villieu, 2000), et l'hétérogénéité de la zone Euro n'a cependant pas fait l'objet de beaucoup d'analyses. Cette articulation est pourtant fondamentale, d'une part, parce que la convergence budgétaire n'est pas un phénomène seulement exogène, mais peut résulter d'une réduction de l'hétérogénéité « structurelle » de la zone, et, d'autre part, parce qu'il faut alors différencier l'impact de cette dernière de celle d'une convergence « institutionnelle » par des critères de finances publiques sur la politique monétaire de la zone. Il est en effet probable que la convergence budgétaire affecte profondément les conditions de la politique monétaire unique, en particulier le taux d'intérêt et le taux de change.

Cet article présente une modélisation aussi simple que possible d'une Union monétaire hétérogène ouverte sur l'extérieur, afin de tenter d'apprécier, d'une part l'effet d'une modification du degré d'hétérogénéité sur la politique monétaire commune (taux d'inflation et indice des conditions monétaires, i.e. taux d'intérêt et taux de change), et d'autre part l'impact de la convergence des dépenses publiques (définie comme une réduction de la dispersion des variances des chocs de demande) sur le taux d'inflation, le revenu moyen de l'union et les conditions de la politique monétaire. Pour ce faire, on construit un modèle d'union monétaire à deux pays, de type IS-LM à prix (imparfaitement) flexibles, ouverte sur l'extérieur. L'Union est supposée preneuse de prix sur le marché international, ce qui permet de faire abstraction de la réaction du reste du monde à ses décisions. Les deux pays sont soumis à des chocs

d'offre et de demande (dépenses publiques) asymétriques. De plus, il existe trois formes d'hétérogénéité « structurelle » entre les deux pays de l'Union, concernant respectivement les négociations sur le marché du travail, le degré d'ouverture des économies et le canal de transmission de la politique monétaire.

Les résultats sont de deux ordres. D'une part, en ce qui concerne le biais moyen de la politique monétaire, le modèle montre qu'une réduction de l'hétérogénéité du marché du travail ou du degré d'ouverture des économies accroît le biais inflationniste de l'Union, en rendant la politique monétaire commune plus « efficace ». Une réduction de la composante contracyclique de la politique budgétaire a le même effet, car la banque centrale tente de se substituer à la politique budgétaire pour stabiliser le revenu. La convergence budgétaire peut donc être contre productive en portant atteinte à la crédibilité de la politique monétaire commune, d'une manière causale, parce que les politiques budgétaires sont moins réactives, ce qui contraint la banque centrale commune à tenter (infructueusement) de stimuler le produit, ou d'une manière non causale, parce que l'union devient plus homogène, ce qui accroît à la fois la convergence des dépenses publiques et la tentation inflationniste. Cette dernière caractéristique n'est plus vraie lorsque l'hétérogénéité n'affecte que le canal de transmission de la politique monétaire.

D'autre part, la sigma-convergence des dépenses publiques est reliée à la variabilité du produit moyen de l'union, et à celle des conditions de la politique monétaire : taux d'inflation, taux de change réel et taux d'intérêt réel. Une réduction de l'hétérogénéité de la zone réduit la volatilité du taux de change et du taux d'intérêt réel, en même temps qu'elle produit la convergence des dépenses publiques. Néanmoins, cette corrélation positive ne signifie pas causalité. Effectivement, si la convergence budgétaire est obtenue par une réduction de la composante réactive de la politique budgétaire, sans modification de l'hétérogénéité structurelle de l'union, la volatilité des conditions monétaires peut s'accroître ou s'affaiblir selon la nature des chocs. De surcroît, la corrélation entre la variabilité de l'inflation et du produit de la zone et la convergence budgétaire est généralement positive en fonction du degré d'hétérogénéité structurelle, mais devient négative en fonction de la composante contracyclique des politiques budgétaires.

Finalement, sans réduction de l'hétérogénéité structurelle de l'union, la convergence des politiques budgétaires peut être dangereuse aussi bien pour la crédibilité de la monnaie unique que pour la stabilisation du produit moyen et des conditions monétaires de la zone.

2. Présentation du modèle

On considère une union monétaire ouverte à deux pays, indicés h et f . Les fonctions d'offre sont définies par :

$$(1) \quad y_i^s = \alpha(p_i - w_i) + \mu_i, \quad i = h, f$$

où p_i représente le niveau des prix de production, w_i les salaires nominaux et μ_i un choc d'offre dans le pays i , de moyenne nulle et de variance $\sigma_{\mu_i}^2$.

Dans chaque pays, les salaires sont pour partie (θ_i) indexés sur le niveau anticipé des prix à la consommation dans l'union (p^c) et pour partie ($1 - \theta_i$) sur le prix courant dans le pays i . L'intuition de cette détermination des salaires s'inspire du « modèle des îles » de Lucas (1973) : les salariés connaissent le prix de production courant dans leur pays, mais non le niveau général des prix dans l'union. Le coefficient θ_i peut être interprété comme le degré de rigidité salariale dans chaque pays (part des salaires qui ne répond pas aux chocs courants). Soit :

$$(2) \quad w_i = \theta_i E p^c + (1 - \theta_i) p_i, \quad i = h, f$$

où E représente l'opérateur d'anticipations rationnelles (espérance conditionnelle à l'information en $t - 1$, c'est-à-dire avant les chocs courants).

Les fonctions d'offre deviennent :

$$(3) \quad y_i^s = \alpha \theta_i (p_i - E p^c) + \mu_i, \quad i = h, f$$

Les fonctions de demande dépendent d'un effet compétitivité, des dépenses publiques g_i et du taux d'intérêt réel de l'union (r) :

$$(4) \quad y_i^d = a_i (p^c - p_i) + g_i - b_i r, \quad i = h, f$$

L'indice des prix à la consommation dans l'union est une moyenne pondérée du niveau moyen de prix de production dans l'union $\left(p \equiv \frac{1}{2}(p_h + p_f)\right)$ et du niveau de prix dans le reste du monde $(p^* - e)$, où e est le taux de change nominal de la monnaie de l'union contre la monnaie du reste du monde (coté au certain). Soit β la propension à importer dans l'union, il vient :

$$(5) \quad p^c = p - \beta z$$

où $z \equiv e + p - p^*$ est le taux de change réel de l'union (une augmentation de z traduit une appréciation réelle de la monnaie de l'union).

Le taux d'intérêt réel est défini comme le taux nominal (R) augmenté du taux d'inflation anticipé, soit : $r = R + E_t \pi_{t+1}$, où $\pi_{t+1} \equiv p_{t+1}^c - p_t^c$ est le taux d'inflation de l'union. Le taux d'intérêt nominal satisfait la condition de parité non couverte, à une prime de risque (v/b) près, soit :

$$(6) \quad R = R^* - E_t e_{t+1} + e_t + \frac{v}{b}$$

v représente un choc exogène sur la crédibilité de la monnaie, qui exerce une pression sur le change (choc extérieur).

Outre les chocs d'offre et de demande, on considérera trois formes d'hétérogénéité « structurelle » dans l'union, portant respectivement sur les négociations salariales (θ_i) , le degré d'ouverture des économies (a_i) et le canal de transmission de la politique monétaire (b_i) . Pour caractériser l'effet d'une modification de l'hétérogénéité indépendamment des effets de moyenne, on définit ces trois coefficients en écart à leur moyenne. Soient $\theta \equiv \frac{1}{2}(\theta_h + \theta_f)$ le coefficient moyen de rigidité salariale dans l'union, $a \equiv \frac{1}{2}(a_h + a_f)$ le degré d'ouverture moyen et $b \equiv \frac{1}{2}(b_h + b_f)$ l'élasticité moyenne de la demande globale au

taux d'intérêt, on définit $\varepsilon_\theta^2 < 1$ comme le degré d'asymétrie des négociations salariales, $\varepsilon_a^2 < 1$ comme le degré d'asymétrie dans l'ouverture des économies et $\varepsilon_b^2 < 1$ comme le degré d'asymétrie dans le canal de transmission de la politique monétaire, avec : $\theta_h = (1 + \varepsilon_\theta)\theta$ et $\theta_f = (1 - \varepsilon_\theta)\theta$, $a_h = (1 + \varepsilon_a)a$ et $a_f = (1 - \varepsilon_a)a$ et $b_h = (1 + \varepsilon_b)b$ et $b_f = (1 - \varepsilon_b)b$.

L'offre et la demande moyennes de l'union s'écrivent alors respectivement :

$$(7) \quad y^s = \alpha\theta\tilde{\pi} + \alpha\theta\beta z + \alpha\theta\varepsilon_\theta\bar{p} + \mu$$

$$(8) \quad y^d = -a\beta z + g - a\varepsilon_a\bar{p} - br$$

et en différence :

$$(9) \quad \bar{y}^s = \alpha\theta\varepsilon_\theta\tilde{\pi} + \alpha\theta\varepsilon_\theta\beta z + \alpha\theta\bar{p} + \bar{\mu}$$

$$(10) \quad \bar{y}^d = -a\varepsilon_a\beta z + \bar{g} - a\bar{p} - b\varepsilon_b r$$

où $\tilde{\pi} \equiv \pi - E\pi$ représente l'erreur d'anticipation sur l'inflation dans l'union, où le taux d'inflation courant est : $\pi \equiv p_t^c - p_{t-1}^c$. Pour toute variable x_i , on a : $x \equiv \frac{1}{2}(x_h + x_f)$ et $\bar{x} \equiv \frac{1}{2}(x_h - x_f)$. Par ailleurs : $x_h = x + \bar{x}$ et $x_f = x - \bar{x}$, de sorte qu'on peut définir x comme la composante symétrique et \bar{x} comme la composante asymétrique de x_i .

Afin d'éviter d'avoir à étudier la réaction des politiques du reste du monde à celles de l'Union, on considère que cette dernière est preneuse de prix sur les marchés internationaux. On normalise à zéro le taux d'intérêt nominal et le niveau des prix étrangers ($R^* = p^* = 0$), de sorte que le taux d'intérêt réel de l'union s'écrit, à l'aide de (6) : $r = -(1 - \beta)(E_t z_{t+1} - z_t) + v/b$. Par ailleurs, puisque le modèle est statique, une bonne conjecture est que les anticipations rationnelles soient statiques (voir, par exemple, Rogoff,

1985)¹, il vient alors $E_t z_{t+1} = Ez$. Anticipant sur la résolution, le taux de change réel espéré sera nul à l'équilibre, de sorte que :

$$(11) \quad r = (1 - \beta)z + v/b$$

On suppose que les gouvernements suivent une règle contracyclique de politique budgétaire, augmentée d'un choc aléatoire de dépenses publiques (δ_t) de moyenne nulle et de variance σ_δ^2 :

$$(12) \quad g_t = \delta_t - \eta y_t, \text{ pour } i = h, f$$

Sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles, cette règle est connue du secteur privé, et réintégrée dans les relations (7) à (10).

L'équilibre agrégé de l'union ($y^s = y^d$) et l'équilibre en différence ($\bar{y}^s = \bar{y}^d$) fournissent deux relations qui permettent de déterminer le taux de change réel et l'écart de prix dans l'union en fonction de l'inflation non anticipée :

$$(1 + \phi + \eta)\alpha\theta\beta z = -\alpha\theta(1 + \eta)\tilde{\pi} - (a\varepsilon_a + \alpha\theta(1 + \eta)\varepsilon_\theta)\bar{p} + \delta - v - (1 + \eta)\mu$$

$$\alpha\theta(1 + \gamma + \eta)\bar{p} = -\left(\alpha\theta(1 + \eta)\varepsilon_\theta + a\varepsilon_a + b\left(\frac{1 - \beta}{\beta}\right)\varepsilon_b\right)\beta z - \alpha\theta(1 + \eta)\varepsilon_\theta\tilde{\pi} + \bar{\delta} - \varepsilon_b v - (1 + \eta)\bar{\mu}$$

$$\text{où : } \gamma \equiv a/\alpha\theta, \quad \phi \equiv \frac{a\beta + b(1 - \beta)}{\alpha\theta\beta},$$

On en déduit le revenu de l'union comme une fonction linéaire des chocs d'offre et de demande, de la prime de risque et des paramètres :

$$(14) \quad y = y_{im}(\tilde{\pi}, \delta, \bar{\delta}, \mu, \bar{\mu}, v)$$

¹ Les solutions seront de la forme $x_t = f_{im}(\text{paramètres}) + g_{im}(\text{bruits blancs})$, soit : $E_t x_{t+1} = E_{t-1} x_t$.

L'expression des dérivées partielles, fastidieuse dans le cas général, peut être aisément calculée dans les trois cas particuliers d'hétérogénéité.

Lorsque l'hétérogénéité concerne seulement le marché du travail ($\varepsilon_\theta = \varepsilon > 0, \varepsilon_a = \varepsilon_b = 0$), le produit global de l'union s'écrit :

$$(15a) \quad y = \frac{A(\alpha\theta\phi\tilde{\pi} + \delta - \nu) + \varepsilon\phi\bar{\delta} - \varepsilon(1+\eta)\phi\bar{\mu} + \phi(1+\gamma+\eta)\mu}{B}$$

où $A \equiv \gamma + (1+\eta)(1-\varepsilon^2)$ et $B = (1+\gamma+\eta)(1+\phi+\eta) - (1+\eta)^2 \varepsilon^2$

Lorsque l'hétérogénéité concerne seulement le degré d'ouverture ($\varepsilon_a = \varepsilon > 0, \varepsilon_\theta = \varepsilon_b = 0$), le produit global de l'union s'écrit :

$$(15b) \quad y = \frac{C(\alpha\theta\gamma\tilde{\pi} + \mu) - \varepsilon\gamma\bar{\delta} + \varepsilon(1+\eta)\gamma\bar{\mu} + (1+\gamma+\eta)(\delta - \nu)}{D}$$

où : $C = D - (1+\eta+\gamma)(1+\eta) \equiv \phi(1+\gamma+\eta) - \gamma^2 \varepsilon^2$ et $D = (1+\gamma+\eta)(1+\phi+\eta) - \gamma^2 \varepsilon^2$

Lorsque l'hétérogénéité concerne seulement le canal de transmission de la politique monétaire, le produit global de l'union s'écrit :

$$(15c) \quad y = \frac{\alpha\theta\phi\tilde{\pi} + \delta - \nu + \phi\mu}{1+\phi+\eta}$$

Le produit global d'équilibre dépend donc des surprises de politique monétaire, des chocs d'offre symétriques et asymétriques et des composantes symétriques et asymétriques des politiques budgétaires.

Il existe une différence fondamentale entre (15a et b) et (15c) : lorsque l'hétérogénéité n'affecte que le canal de transmission de la politique monétaire, le produit moyen de l'union, ainsi que toutes les grandeurs moyennes (en particulier le taux d'intérêt et le taux de change) ne dépend pas du degré d'hétérogénéité. En effet, dans (7) et (8), on voit qu'il n'existe pas d'effet de report du taux de change réel dans ce cas. Au contraire, lorsque l'hétérogénéité

affecte le degré d'ouverture ou les négociations salariales, de tels effets de report existent, et l'hétérogénéité de la zone joue alors un rôle en matière de grandeurs moyennes.

On s'intéresse à l'effet sur les conditions de la politique monétaire (taux d'inflation, taux de change et taux d'intérêt) de la sigma-convergence des dépenses publiques, définie comme une réduction de la variance de l'écart de dépenses publiques $V(\bar{g})$. Intuitivement (mais comme nous le démontrerons en section 4), on peut observer dans (12) que la sigma-convergence des dépenses publiques est un processus complexe, qui dépend des variances de l'ensemble des chocs exogènes symétriques et asymétriques $(\sigma_\delta^2, \sigma_{\bar{\delta}}^2, \sigma_\mu^2, \sigma_{\bar{\mu}}^2, \sigma_v^2)$, qui affectent seulement la variabilité des conditions de la politique monétaire, mais également de la composante réactive des politiques budgétaires (δ), et, via y , du degré d'hétérogénéité de la zone (ε), deux paramètres qui affectent l'inflation moyenne dans l'union.

3. La politique monétaire commune

On suppose que le niveau de produit naturel atteint par le libre jeu du marché n'est pas optimal, notamment parce que la négociation salariale est fondée sur un taux de chômage naturel positif, comme dans le modèle « *insiders-outsiders* ». Les préférences sociales dans chaque nation prennent en compte le bien-être des *outsiders*, et le niveau de revenu maximisant le bien être social (k_i) est supérieur au revenu d'équilibre fondé sur le pouvoir de négociation des seuls *insiders* (0), ce qui explique les fonctions de perte sociale :

$$(16) \quad L_i = \frac{1}{2} \left[\lambda (y_i - k_i)^2 + \pi^2 \right]$$

où λ symbolise les préférences pour la stabilisation de l'activité.

Quel est le comportement de la banque centrale commune ? Von Hagen & Supper (1994) opposent deux processus de décisions quant à la politique monétaire commune : soit les membres du Conseil de la BCE agissent comme des « représentants », en fonction de leurs préférences nationales, soit ils agissent comme des « gouverneurs » et déterminent la politique monétaire en fonction des seules variables globales de l'Union. Il est difficile de croire que

dans la zone Euro, la politique monétaire puisse être déterminée par des représentants défendant chacun leur intérêt purement national. Mais même la prise en compte des seules variables globales de la zone laisse place à deux possibilités : le Conseil peut adopter une vision « centralisée » de la politique monétaire, et minimiser une fonction de perte différente des préférences nationales, où interviennent seulement les grandeurs moyennes de la zone, mais il peut également adopter une vision « coopérative », et déterminer la politique monétaire en minimisant la perte moyenne de l'ensemble des pays de la zone. Dans le dernier cas (« détermination coopérative »), la banque centrale commune minimise la perte moyenne pour les deux pays, alors que dans le premier cas (« détermination centralisée »), elle dispose d'une fonction de perte propre, qui ne dépend que des grandeurs moyennes de l'union. Si les pays sont symétriques, ainsi que leurs préférences, il n'existe aucune différence entre ces deux déterminations de la politiques monétaire (Villieu, 2000). Ce n'est plus le cas dans une union asymétrique. On étudiera ici la détermination *centralisée* de la politique monétaire, qui semble plus réaliste. L'enjeu du modèle est alors de montrer qu'en dépit du fait que la banque centrale commune ne s'intéresse qu'aux grandeurs moyennes, la politique monétaire doit se préoccuper des chocs asymétriques et du degré d'hétérogénéité dans l'union.

Supposons que la banque centrale cherche à minimiser la fonction de perte suivante :

$$(17) \quad L = \frac{1}{2} \left[\lambda (y - k)^2 + (\pi - \pi^*)^2 \right]$$

où $k \equiv \frac{1}{2}(k_h + k_f)$ illustre le biais inflationniste (tentation de stimuler le produit au-delà de son niveau naturel en suscitant des surprises d'inflation), et π^* est une cible d'inflation assignée à la banque centrale.

La détermination de la politique monétaire invoque plusieurs étapes. Une manière très simple de procéder consiste à formuler la politique en terme d'objectif final : il s'agit alors de déterminer le taux d'inflation optimal qui résulte de la minimisation de (17), puis de déterminer la valeur optimale de l'instrument (règle de taux d'intérêt, ou indicateur des conditions monétaires).

La minimisation de (17) conduit à la condition de premier ordre suivante :

$$(18) \quad \pi = \pi^* - \lambda \frac{\partial y}{\partial \pi} (y - k)$$

où le revenu est défini dans (15).

Dans ce modèle très simple où il n'existe pas de biais de stabilisation, une cible d'inflation est équivalente à un contrat linéaire à la Walsh (1995)². En espérance, la relation (18) permet déterminer la cible optimale d'inflation comme :

$$(19) \quad \pi^* = -\frac{\partial y}{\partial \pi} \lambda k$$

de manière à éliminer le biais inflationniste, ce qui correspond à la valeur maximale réalisable (i.e. sans incohérence temporelle) de l'objectif social (16). L'objet de la section suivante sera d'étudier la forme de la cible optimale d'inflation en fonction de l'hétérogénéité de l'union et de la convergence des politiques budgétaires.

En ce qui concerne les politiques de stabilisation, les relations (14) et (18) permettent de déterminer le couple optimal $(\hat{\pi}, \hat{y})$ en fonction (linéaire) des chocs et des paramètres du modèle :

$$(20) \quad \begin{cases} \hat{y} = y_{im}(\delta, \bar{\delta}, \mu, \bar{\mu}, \nu) \\ \hat{\pi} = \pi_{im}(\delta, \bar{\delta}, \mu, \bar{\mu}, \nu) \end{cases}$$

La politique monétaire de la banque centrale consiste à choisir la valeur de l'instrument qui permet d'atteindre (20)³. Dans un modèle aussi simple, où la banque centrale connaît à la fois les chocs et le modèle de l'économie, choisir l'instrument revient à choisir l'objectif.

Considérons d'abord que la banque centrale commune s'intéresse à un « indicateur des conditions monétaires ». En égalisant la demande globale (8) au revenu optimal dans (20), l'ICM optimal apparaîtrait simplement :

² Voir Svensson (1997).

³ Remarquons qu'il n'y a qu'un seul objectif dans (20), puisque le revenu dépend linéairement de l'inflation.

$$(21) \quad \boxed{MCI} \equiv \psi \hat{z} + (1-\psi) \hat{r} = \frac{1}{a\beta + b} (\delta + a\varepsilon_a \hat{p} - (1+\eta) \hat{y}), \text{ où } \psi = \frac{\alpha\beta}{\alpha\beta + b}$$

L'ICM optimal consiste donc à ajuster une moyenne pondérée du taux de change réel et du taux d'intérêt réel à une combinaison des linéaires des chocs. La pondération optimale du taux de change (respectivement du taux d'intérêt réel) correspond au rapport entre l'élasticité de la demande globale à cette variable et la somme des élasticités⁴.

La valeur optimale de l'instrument (taux d'intérêt nominal ou réel \hat{r}) est alors aisément déterminée. Remarquons qu'une règle de MCI correspond implicitement à une règle de taux d'intérêt, puisque taux de change réel et taux d'intérêt réel sont reliés linéairement dans (6).

3/ Hétérogénéité, convergence budgétaire et ciblage optimal de l'inflation

Considérons d'abord le cas où seul le marché du travail est hétérogène. La condition de premier ordre pour la minimisation de (17) est :

$$(22a) \quad \frac{\alpha\theta\gamma A\lambda}{B} (y - k) + \pi - \pi^* = 0$$

où y est défini dans (15a).

Le taux d'inflation anticipé est :

$$(23a) \quad E\pi = \left[\frac{\gamma + (1+\eta)(1-\varepsilon^2)}{(1+\gamma+\eta)^2 - (1+\eta)^2 \varepsilon^2} \right] \alpha\theta\gamma\lambda k \Rightarrow \begin{cases} \frac{\partial E\pi}{\partial \varepsilon^2} \leq 0 \\ \frac{\partial E\pi}{\partial \eta} < 0 \end{cases}$$

Si l'hétérogénéité concerne le degré d'ouverture des économies, ces résultats ne sont pas qualitativement affectés. La condition de premier ordre pour la minimisation de (17) est :

$$(22a) \quad \frac{\alpha\theta\gamma\lambda C}{D} (y - k) + \pi - \pi^* = 0$$

⁴ Contrairement à ce qu'indiquent Gerlach & Smets (2000), cette propriété est générale, et ne dépend pas de la forme du modèle : elle résulte simplement de l'écriture de la demande globale à l'équilibre.

où y est défini dans (15b).

Le taux d'inflation anticipé est :

$$(23b) \quad E\pi = \left[\frac{\phi(1+\gamma+\eta) - \gamma\varepsilon^2}{(1+\gamma+\eta)(1+\phi+\eta) - \gamma^2\varepsilon^2} \right] \alpha\theta\gamma\lambda k \Rightarrow \begin{cases} \frac{\partial E\pi}{\partial \varepsilon^2} < 0 \\ \frac{\partial E\pi}{\partial \eta} < 0 \end{cases}$$

Toute réduction de l'hétérogénéité des économies (ε^2), qu'elle concerne les rigidités salariales ou le degré d'ouverture, augmente le taux d'inflation anticipé. En effet la politique monétaire est plus efficace dans une union symétrique, ce qui incite la banque centrale à faire des surprises d'inflation. Ce résultat permet de nuancer les affirmations selon lesquelles une réduction de la variabilité des politiques salariales dans l'Union européenne pourrait permettre d'assouplir la politique monétaire (reprises notamment dans le rapport Boyer, 1999). Si au contraire tous les syndicats de l'union s'ancrent sur la politique monétaire commune, la banque centrale peut être tentée de manipuler leurs anticipations pour accroître le produit. Le biais inflationniste risque donc d'être d'autant plus fort que les négociations salariales sont symétriques. En corollaire, le banquier central doit être d'autant plus conservateur que les négociations salariales sont symétriques⁵.

Toute augmentation du coefficient de réaction de la politique budgétaire (η) réduit le biais inflationniste de la politique monétaire commune. En effet, plus les dépenses publiques nationales répondent aux chocs, moins la banque centrale commune ne sera incitée à intervenir elle-même. Sa crédibilité sera donc d'autant mieux assurée que les autorités budgétaires réagissent aux chocs domestiques.

Le lien entre le biais inflationniste et la convergence des dépenses publiques n'est pas immédiat, puisque, comme les dépenses publiques sont endogènes, leur sigma-convergence dépend de la variance, du degré d'asymétrie structurelle dans l'Union, du coefficient de réaction des politiques budgétaires, et de la variance de la composante aléatoire des politiques

⁵ La ressemblance apparente avec le résultat de Rogoff (1985) sur la « coopération contre productive » est trompeuse. En effet, plus les économies sont symétriques, moins la coordination est a priori nécessaire : c'est la convergence qui est ici contre productive, et non la coordination.

budgétaires elles-mêmes. La section suivante montre qu'en général, toute réduction du degré d'asymétrie structurelle (ε^2) et/ou toute réduction du coefficient de réaction des dépenses publiques (η) entraîne la sigma-convergence des dépenses publiques dans l'Union. Du point de vue du biais inflationniste, du taux d'intérêt nominal et du taux de change nominal anticipé (puisque $Ei = Ee = E\pi$)⁶, la convergence des dépenses publiques détruit donc la crédibilité de la politique monétaire commune, que ce soit de manière causale, parce que les politiques budgétaires sont moins réactives ce qui incite la banque centrale commune à pratiquer des tentatives infructueuses de relance, ou de manière non causale, parce que les dépenses publiques convergent en même temps que se renforce l'efficacité apparente de la politique monétaire sous l'effet d'une plus grande symétrie des négociations salariales.

En termes de ciblage de l'inflation, cela signifie que la cible optimale devant être assignée à la banque centrale commune est une fonction décroissante de la sigma-convergence des dépenses publiques. La forme de la cible optimale d'inflation est respectivement :

$$\pi^* = -\alpha\theta\gamma\lambda k \left[\frac{\gamma + (1+\eta)(1-\varepsilon^2)}{(1+\gamma+\eta)^2 - (1+\eta)^2 \varepsilon^2} \right]$$

$$\pi^* = -\alpha\theta\gamma\lambda k \left[\frac{\phi(1+\gamma+\eta) - \gamma\varepsilon^2}{(1+\gamma+\eta)(1+\phi+\eta) - \gamma^2 \varepsilon^2} \right]$$

Lorsque l'hétérogénéité de l'union diminue, ou lorsque les règles budgétaires se font moins réactives, la banque centrale commune doit adopter une cible d'inflation plus faible pour asseoir sa crédibilité.

Ces résultats sont radicalement modifiés lorsque l'hétérogénéité porte exclusivement sur le canal de transmission de la politique monétaire. La condition de premier ordre pour la minimisation de (17) est cette fois :

$$(22c) \quad \frac{\alpha\theta\phi\lambda}{1+\phi+\eta}(y-k) + \pi = 0, \text{ où } y \text{ est défini dans (15c),}$$

⁶ En revanche l'espérance du taux de change réel et du taux d'intérêt réel est toujours nulle à l'équilibre.

de sorte que le taux d'inflation anticipé est désormais indépendant du degré d'hétérogénéité de l'union :

$$(23c) \quad E\pi = \frac{\alpha\theta\phi\lambda}{1+\phi+\eta}k \Rightarrow \begin{cases} \frac{\partial E\pi}{\partial \varepsilon^2} = 0 \\ \frac{\partial E\pi}{\partial \eta} < 0 \end{cases}$$

La cible optimale d'inflation dépend toujours positivement de la réactivité des règles budgétaires, mais est insensible à l'hétérogénéité du canal de transmission de la politique monétaire.

Du point de vue de la conduite de la politique monétaire commune d'une banque centrale qui ne se préoccupe que des grandeurs moyennes, l'hétérogénéité des canaux de transmission du taux d'intérêt est donc sans importance. Ce résultat ne tiendrait plus si la banque centrale se préoccupait directement de l'hétérogénéité de la zone (en incorporant l'écart de revenu dans sa fonction de perte)⁷.

4/ Hétérogénéité, convergence et stabilisation des conditions monétaires

On s'intéresse désormais aux politiques de stabilisation.

- Si l'hétérogénéité n'affecte que le marché du travail, la réponse optimale de l'inflation est :

$$(24a) \quad \tilde{\pi} = \frac{\alpha\theta\phi\lambda A \{ A(v-\delta) - \varepsilon\phi\bar{\delta} + \varepsilon(1+\eta)\phi\bar{\mu} - \phi(1+\gamma+\eta)\mu \}}{\lambda(\alpha\theta\gamma A)^2 + B^2}$$

Dès qu'il existe une asymétrie structurelle dans la zone ($\varepsilon \neq 0$), la politique monétaire commune doit répondre aux chocs asymétriques $\bar{\delta}$ et $\bar{\mu}$, même si la banque centrale ne se préoccupe que des grandeurs moyennes de l'union. Il est donc illusoire de croire qu'un policy mix dans lequel la banque centrale répond seulement aux chocs symétriques et les politiques budgétaires nationales se préoccupent des chocs asymétriques pourrait être optimal.

⁷ Bien qu'officiellement la BCE ne s'intéresse qu'aux grandeurs moyennes de la zone Euro, l'écart-type des variables apparaît également dans les statistiques de référence, et on connaît mal sa réaction face à un choc asymétrique important sur un « grand pays » de la zone.

Sous cette politique monétaire, le revenu moyen de l'Union est :

$$(25a) \quad y = \frac{B\{A(\delta - \nu) + \varepsilon\phi\bar{\delta} - \varepsilon(1 + \eta)\phi\bar{\mu} + \phi(1 + \gamma + \eta)\mu\}}{\lambda(\alpha\theta\gamma A)^2 + B^2}$$

le taux de change réel s'écrit :

$$(26a) \quad z = [a\beta + b(1 - \beta)]^{-1} (\delta - (1 + \eta)y - \nu)$$

l'écart des dépenses publiques est⁸ :

$$(27a) \quad \bar{g} = \frac{[\gamma + (1 - \varepsilon^2)]\bar{\delta} - \eta\gamma\bar{\mu} - \eta\gamma\varepsilon(y - \mu)}{\gamma + (1 + \eta)(1 - \varepsilon^2)}$$

et l'indice des conditions monétaire prend la valeur optimale :

$$(28a) \quad MCI \equiv \psi z + (1 - \psi)r = \frac{1}{a\beta + b} (\delta - (1 + \eta)y)$$

où y est défini dans (25a),

Les variances de l'inflation, du revenu de l'Union, du taux de change réel, de l'écart de dépenses publiques et du MCI optimal s'écrivent, si les composantes symétriques et asymétriques des chocs ne sont pas corrélées :

⁸ on remarque que $\bar{g} = \frac{\bar{\delta} - \eta(\bar{y} - \bar{g})}{1 + \eta}$, avec ici $\bar{y} - \bar{g} = -a\bar{p}$.

$$\begin{bmatrix} Var(\pi) \\ Var(y) \\ Var(z) \\ Var(\bar{g}) \\ Var(MCI) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ - \\ - \end{pmatrix} & a_{21} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + \\ 0 \end{pmatrix} & a_{31} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + \\ - \end{pmatrix} & a_{41} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + \\ 0 \end{pmatrix} & a_{51} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ - \\ - \end{pmatrix} \\ a_{12} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ -(*) \\ -(*) \end{pmatrix} & a_{22} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + \\ 0 \end{pmatrix} & a_{32} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + \\ -(*) \end{pmatrix} & a_{42} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + \\ 0 \end{pmatrix} & a_{52} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ -(*) \\ -(*) \end{pmatrix} \\ a_{13} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ +(*) \\ - \end{pmatrix} & a_{23} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + \\ 0 \end{pmatrix} & a_{33} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + \\ + \end{pmatrix} & a_{43} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + \\ 0 \end{pmatrix} & a_{53} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + \\ - \end{pmatrix} \\ a_{14} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + \\ 0 \end{pmatrix} & a_{24} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + \\ - \end{pmatrix} & a_{34} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + \\ 0 \end{pmatrix} & a_{44} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + \\ + \end{pmatrix} & a_{54} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + \\ 0 \end{pmatrix} \\ a_{15} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ +(*) \\ - \end{pmatrix} & a_{25} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + \\ 0 \end{pmatrix} & a_{35} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + \\ + \end{pmatrix} & a_{45} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + \\ 0 \end{pmatrix} & a_{55} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + \\ + \end{pmatrix} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_\delta^2 \\ \sigma_{\bar{\delta}}^2 \\ \sigma_\mu^2 \\ \sigma_{\bar{\mu}}^2 \\ \sigma_v^2 \end{bmatrix}$$

(*) $si(1+\phi+\eta)^2 - \lambda(\alpha\theta\gamma)^2 > 0$. Les coefficients a_{ij} sont calculés dans l'annexe 1 et les dérivées partielles sont évaluées au voisinage de l'équilibre symétrique ($\varepsilon^2 = 0$).

Toute réduction du degré d'asymétrie des négociations salariales accroît la contribution des chocs de demande symétriques ($\delta et v$) à la variance de l'inflation et du revenu, mais réduit la contribution des chocs d'offre (symétriques ou asymétriques) et des chocs asymétriques de demande. Rendre les marchés du travail moins hétérogènes est donc particulièrement efficace lorsque ces derniers chocs prédominent. En revanche, quelle que soit la nature des chocs, la convergence budgétaire, au sens d'un affaiblissement de la réactivité des dépenses publiques, déstabilise l'inflation et le revenu moyen de l'union.

- Si l'hétérogénéité porte sur le degré d'ouverture, la réponse optimale de l'inflation est :

$$(24b) \quad \pi = \alpha\theta\gamma\lambda C \left\{ \frac{(1+\gamma+\eta)(v-\delta) - C\mu + \varepsilon\gamma\bar{\delta} - \varepsilon(1+\eta)\gamma\bar{\mu}}{D^2 + \lambda(\alpha\theta\gamma C)^2} \right\}$$

sous cette politique, le revenu optimal devient :

$$(25b) \quad y = D \left\{ \frac{(1+\gamma+\eta)(\delta-v) + C\mu - \varepsilon\gamma\bar{\delta} + \varepsilon(1+\eta)\gamma\bar{\mu}}{D^2 + \lambda(\alpha\theta\gamma C)^2} \right\}$$

Le taux de change réel et l'écart des dépenses publiques s'écrivent respectivement :

$$(26b) \quad \alpha\theta\beta z = \left[\frac{D + (\alpha\theta)^2 \gamma\lambda C}{D} \right] y - \mu$$

$$(27b) \quad \bar{g} = \frac{(1 + \gamma)\bar{\delta} - \eta\gamma\bar{\mu} + \eta\alpha\epsilon\beta z}{(1 + \gamma + \eta)}$$

Le MCI optimal est toujours défini par (28a), avec y déterminé dans (25b). La matrice de réponse aux chocs est alors :

$$\begin{bmatrix} Var(\pi) \\ Var(y) \\ Var(z) \\ Var(\bar{g}) \\ Var(MCI) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} \left(\begin{smallmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ - & - \end{smallmatrix} \right) & b_{21} \left(\begin{smallmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + & 0 \end{smallmatrix} \right) & b_{31} \left(\begin{smallmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + & - \end{smallmatrix} \right) & b_{41} \left(\begin{smallmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + & 0 \end{smallmatrix} \right) & b_{51} \left(\begin{smallmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ - & - \end{smallmatrix} \right) \\ b_{12} \left(\begin{smallmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + & -(*) \end{smallmatrix} \right) & b_{22} \left(\begin{smallmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + & 0 \end{smallmatrix} \right) & b_{32} \left(\begin{smallmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ -(*) & -(*) \end{smallmatrix} \right) & b_{42} \left(\begin{smallmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + & 0 \end{smallmatrix} \right) & b_{52} \left(\begin{smallmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + & -(*) \end{smallmatrix} \right) \\ b_{13} \left(\begin{smallmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + & - \end{smallmatrix} \right) & b_{23} \left(\begin{smallmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + & 0 \end{smallmatrix} \right) & b_{33} \left(\begin{smallmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + & + \end{smallmatrix} \right) & b_{43} \left(\begin{smallmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + & 0 \end{smallmatrix} \right) & b_{53} \left(\begin{smallmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + & - \end{smallmatrix} \right) \\ b_{14} \left(\begin{smallmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + & 0 \end{smallmatrix} \right) & b_{24} \left(\begin{smallmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + & - \end{smallmatrix} \right) & b_{34} \left(\begin{smallmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + & 0 \end{smallmatrix} \right) & b_{44} \left(\begin{smallmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + & + \end{smallmatrix} \right) & b_{54} \left(\begin{smallmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + & 0 \end{smallmatrix} \right) \\ b_{15} \left(\begin{smallmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ - & - \end{smallmatrix} \right) & b_{25} \left(\begin{smallmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + & 0 \end{smallmatrix} \right) & b_{35} \left(\begin{smallmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + & + \end{smallmatrix} \right) & b_{45} \left(\begin{smallmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + & 0 \end{smallmatrix} \right) & b_{55} \left(\begin{smallmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ + & + \end{smallmatrix} \right) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{\delta}^2 \\ \sigma_{\bar{\delta}}^2 \\ \sigma_{\mu}^2 \\ \sigma_{\bar{\mu}}^2 \\ \sigma_v^2 \end{bmatrix}$$

(*) $si(1 + \phi + \eta)^2 - \lambda(\alpha\theta\gamma\phi)^2 > 0$ Les coefficients b_{ij} sont calculés dans l'annexe 2 et les dérivées partielles sont évaluées au voisinage de l'équilibre symétrique ($\varepsilon^2 = 0$).

Les résultats concernant la variabilité de l'inflation sont qualitativement inchangés par rapport au cas d'hétérogénéité sur le marché du travail. En revanche, toute réduction de l'asymétrie dans le degré d'ouverture accroît la contribution des chocs d'offres symétriques à la variance du produit moyen de l'union, alors qu'elle affaiblit la contribution des chocs de demande symétriques et asymétriques et des chocs d'offres asymétriques. L'hétérogénéité de taille des différents pays de l'union est donc particulièrement coûteuse lorsque ces chocs dominant.

- Lorsque l'hétérogénéité ne concerne que le canal de transmission de la politique monétaire, la réponse optimale de l'inflation est :

$$(24c) \quad \pi = \frac{-\alpha\theta\phi\lambda(\delta - \nu + \phi\mu)}{(1 + \phi + \eta)^2 + \lambda(\alpha\theta\phi)^2}$$

soit le produit optimal :

$$(25c) \quad y = \frac{(1 + \phi + \eta)(\delta - \nu + \phi\mu)}{(1 + \phi + \eta)^2 + \lambda(\alpha\theta\phi)^2}$$

La matrice de réponse aux chocs devient :

$$\begin{bmatrix} Var(\pi) \\ Var(y) \\ Var(z) \\ Var(\bar{g}) \\ Var(MCI) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ 0, - \end{pmatrix} & c_{21} = 0 & c_{31} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ 0, - \end{pmatrix} & c_{41} = 0 & c_{51} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ 0, - \end{pmatrix} \\ c_{12} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ 0, -(*) \end{pmatrix} & c_{22} = 0 & c_{32} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ 0, -(*) \end{pmatrix} & c_{42} = 0 & c_{52} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ 0, -(*) \end{pmatrix} \\ c_{13} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ 0, - \end{pmatrix} & c_{23} = 0 & c_{33} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ 0, + \end{pmatrix} & c_{43} = 0 & c_{53} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ 0, - \end{pmatrix} \\ c_{14} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ +, 0 \end{pmatrix} & c_{24} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ 0, - \end{pmatrix} & c_{34} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ +, 0 \end{pmatrix} & c_{44} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ 0, + \end{pmatrix} & c_{54} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ +, 0 \end{pmatrix} \\ c_{15} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ 0, - \end{pmatrix} & c_{25} = 0 & c_{35} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ 0, + \end{pmatrix} & c_{45} = 0 & c_{55} \begin{pmatrix} \varepsilon^2, \eta \\ 0, + \end{pmatrix} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_\delta^2 \\ \sigma_{\bar{g}}^2 \\ \sigma_\mu^2 \\ \sigma_{\bar{\mu}}^2 \\ \sigma_\nu^2 \end{bmatrix}$$

(*) si $(1 + \phi + \eta)^2 - \lambda(\alpha\theta\phi)^2 > 0$. Les coefficients c_{ij} sont calculés dans l'annexe 3 et les dérivées partielles sont évaluées au voisinage de l'équilibre symétrique ($\varepsilon^2 = 0$).

Lorsque l'hétérogénéité porte seulement sur le canal de transmission de la politique monétaire, aucune variable globale de l'union n'est affectée. En particulier, la variabilité des conditions de la politique monétaire (taux d'inflation, taux d'intérêt et taux de change) n'est pas concernée par l'asymétrie des canaux de transmission du taux d'intérêt.

Convergence des dépenses et variabilité des conditions monétaires

Pour des chocs aléatoires de variance donnée, toute réduction du degré d'hétérogénéité structurelle dans l'Union (baisse de ε^2) contribue à réduire l'instabilité du taux de change réel (excepté dans le cas où l'hétérogénéité concerne exclusivement le canal de transmission de la

politique monétaire) et à la sigma-convergence des dépenses publiques. On pourrait être tenté d'en inférer que la convergence des politiques budgétaires dans l'Union exerce un effet stabilisant sur le taux de change réel de la zone par rapport à l'extérieur. Néanmoins, la corrélation positive entre stabilisation du change réel et convergence des dépenses publiques dans l'Union ne signifie pas causalité. En effet, lorsque les gouvernements imposent la convergence des dépenses publiques en réduisant la composante contracyclique des politiques budgétaires (baisse de η) sans que l'asymétrie structurelle de l'Union ne se modifie, le taux de change réel n'est pas forcément stabilisé : la limitation des marges de manœuvre budgétaire permet seulement de réduire la contribution des chocs d'offre à la variance du taux de change réel, mais (de manière triviale) elle accroît la contribution des chocs de demande.

De surcroît, la corrélation entre la variance de l'inflation et du revenu et la convergence des dépenses publique est négative si la convergence des dépenses publiques est obtenue par la réduction de la composante contracyclique des politiques budgétaires. Les critères de convergence des dépenses publiques exercent donc un effet déstabilisant à la fois sur le revenu et sur le taux d'inflation de l'Union. La réduction de la composante réactive des dépenses publiques provoque la sigma-convergence des dépenses publiques, dans la mesure où elle réduit la contribution des chocs asymétriques à la variance de l'écart de dépenses publiques. Elle déstabilise dans le même temps l'inflation et le revenu de l'Union, dans la mesure où la contribution des chocs symétriques à leur variance s'accroît.

Deux conclusions peuvent être tirées de cet exercice : d'une part, la convergence des politiques budgétaires à la manière du Traité de Maastricht peut déstabiliser le taux de change réel de la zone, et accroître les problèmes de crédibilité de la politique monétaire commune. D'autre part, l'absence de lien empirique fort entre stabilité taux de change réel et sigma-convergence des dépenses publiques ne permet pas d'exclure l'existence d'une relation inverse entre ces deux variables fondée sur la réduction de l'hétérogénéité de l'union.

Annexe 1 : Valeur des paramètres a_{ij}

$$a_{11} = \left[\frac{\alpha\theta\phi\lambda A^2}{\lambda(\alpha\theta\gamma A)^2 + B^2} \right]^2, a_{21} = \left[\frac{\alpha\theta\phi^2\lambda A}{\lambda(\alpha\theta\gamma A)^2 + B^2} \right]^2 \varepsilon^2, a_{31} = \left[\frac{\alpha\theta\phi^2\lambda A(1+\gamma+\eta)}{\lambda(\alpha\theta\gamma A)^2 + B^2} \right]^2$$

$$a_{41} = \left[\frac{\alpha\theta\phi^2\lambda A(1+\eta)}{\lambda(\alpha\theta\gamma A)^2 + B^2} \right]^2 \varepsilon^2, a_{51} = a_{11}$$

$$a_{12} = \left[\frac{AB}{\lambda(\alpha\theta\gamma A)^2 + B^2} \right]^2, a_{22} = \left[\frac{\phi B}{\lambda(\alpha\theta\gamma A)^2 + B^2} \right]^2 \varepsilon^2, a_{32} = \left[\frac{B\phi(1+\gamma+\eta)}{\lambda(\alpha\theta\gamma A)^2 + B^2} \right]^2$$

$$a_{42} = \left[\frac{B(1+\eta)\phi}{\lambda(\alpha\theta\gamma A)^2 + B^2} \right]^2 \varepsilon^2, a_{52} = a_{12}$$

$$a_{13} = \left[1 - \frac{(1+\eta)AB}{\lambda(\alpha\theta\gamma A)^2 + B^2} \right]^2 [a\beta + b(1-\beta)]^{-2}, a_{23} = \left[\frac{1+\eta}{a\beta + b(1-\beta)} \right]^2 a_{22}$$

$$a_{33} = \left[\frac{1+\eta}{a\beta + b(1-\beta)} \right]^2 a_{32}, a_{43} = \left[\frac{1+\eta}{a\beta + b(1-\beta)} \right]^2 a_{42}, a_{53} = a_{13}$$

$$a_{14} = \left[\frac{\eta\gamma\varepsilon B}{\lambda(\alpha\theta\gamma A)^2 + B^2} \right]^2, a_{24} = \left\{ \frac{\left[\gamma + (1-\varepsilon^2) \right] - \left(\frac{\eta\gamma B\varepsilon^2\phi}{\lambda(\alpha\theta\gamma A)^2 + B^2} \right)}{A} \right\}^2$$

$$a_{34} = \left\{ \frac{\eta\gamma\varepsilon \left(\frac{\phi B(1+\gamma+\eta)}{\lambda(\alpha\theta\gamma A)^2 + B^2} - 1 \right)}{A} \right\}^2, a_{44} = \left\{ \frac{\eta\gamma - \left(\frac{B\eta\gamma\varepsilon^2(1+\eta)\phi}{\lambda(\alpha\theta\gamma A)^2 + B^2} \right)}{A} \right\}^2, a_{54} = a_{14}$$

$$a_{15} = \left[\frac{a\beta + b}{a\beta + b(1-\beta)} \right]^{-2} a_{13}, a_{25} = \left[\frac{a\beta + b}{a\beta + b(1-\beta)} \right]^{-2} a_{23}, a_{35} = \left[\frac{a\beta + b}{a\beta + b(1-\beta)} \right]^{-2} a_{33}$$

$$a_{45} = \left[\frac{a\beta + b}{a\beta + b(1-\beta)} \right]^{-2} a_{43}, a_{55} = \left\{ \left[\frac{1}{a\beta + b} \right] \left[1 - \frac{(1+\eta)AB}{\lambda(\alpha\theta\gamma A)^2 + B^2} \right] + 1 - \psi \right\}^2$$

Annexe 2 : Valeur des paramètres b_{ij}

$$b_{11} = \left[\frac{\alpha\theta\gamma\lambda C(1+\gamma+\eta)}{D^2 + \lambda(\alpha\theta\gamma C)^2} \right]^2, \quad b_{21} = \left[\frac{\alpha\theta\gamma^2\lambda C\varepsilon}{D^2 + \lambda(\alpha\theta\gamma C)^2} \right]^2$$

$$b_{31} = \left[\frac{\alpha\theta\gamma\lambda C^2}{D^2 + \lambda(\alpha\theta\gamma C)^2} \right]^2, \quad b_{41} = \left[\frac{\alpha\theta\gamma^2\lambda C\varepsilon(1+\eta)\gamma}{D^2 + \lambda(\alpha\theta\gamma C)^2} \right]^2, \quad b_{51} = b_{11}$$

$$b_{12} = \left[\frac{D(1+\gamma+\eta)}{D^2 + \lambda(\alpha\theta\gamma C)^2} \right]^2, \quad b_{22} = \left[\frac{\varepsilon\gamma D}{D^2 + \lambda(\alpha\theta\gamma C)^2} \right]^2, \quad b_{32} = \left[\frac{DC}{D^2 + \lambda(\alpha\theta\gamma C)^2} \right]^2$$

$$b_{42} = \left[\frac{\varepsilon(1+\eta)\gamma D}{D^2 + \lambda(\alpha\theta\gamma C)^2} \right]^2, \quad b_{52} = b_{12}$$

$$b_{13} = \left[\frac{D + (\alpha\theta)^2\gamma\lambda C}{\alpha\theta\beta D} \right]^2, \quad b_{23} = \left[\frac{D + (\alpha\theta)^2\gamma\lambda C}{\alpha\theta\beta D} \right]^2 b_{22}$$

$$b_{33} = \left[\frac{D(1+\eta+\gamma)(1+\eta)}{\alpha\theta\beta [D^2 + \lambda(\alpha\theta\gamma C)^2]} \right]^2, \quad b_{43} = \left[\frac{D + (\alpha\theta)^2\gamma\lambda C}{\alpha\theta\beta D} \right]^2 b_{42}, \quad b_{53} = b_{13}$$

$$b_{14} = \left[\frac{\eta\alpha\varepsilon\beta}{(1+\gamma+\eta)} \right]^2 b_{13}, \quad b_{24} = \left[\frac{(1+\gamma) - \left[\frac{[D + (\alpha\theta)^2\gamma\lambda C]\eta\gamma^2\varepsilon^2}{D^2 + \lambda(\alpha\theta\gamma C)^2} \right]}{(1+\gamma+\eta)} \right]^2, \quad b_{34} = \left[\frac{\eta\alpha\varepsilon\beta}{(1+\gamma+\eta)} \right]^2 b_{33}$$

$$b_{44} = \left\{ \frac{\eta\gamma}{(1+\gamma+\eta)} \left[1 - \frac{[D + (\alpha\theta)^2\gamma\lambda C](1+\eta)\gamma\varepsilon^2}{D^2 + \lambda(\alpha\theta\gamma C)^2} \right] \right\}^2, \quad b_{54} = \left[\frac{\eta\alpha\varepsilon\beta}{(1+\gamma+\eta)} \right]^2 b_{53}$$

$$b_{15} = \left(\frac{1}{a\beta + b} \left(\frac{\lambda(\alpha\theta\gamma C)^2 - CD}{D^2 + \lambda(\alpha\theta\gamma C)^2} \right) \right)^2, \quad b_{25} = \left[\frac{a\beta + b}{a\beta + b(1-\beta)} \right]^{-2} b_{23}$$

$$b_{35} = \left[\frac{a\beta + b}{a\beta + b(1-\beta)} \right]^{-2} b_{33}, \quad b_{45} = \left[\frac{a\beta + b}{a\beta + b(1-\beta)} \right]^{-2} b_{43}, \quad b_{55} = \left(\frac{1+\eta}{\alpha\beta + b} \right)^2 b_{52}$$

Annexe 3 : Valeur des paramètres c_{ij}

$$c_{11} = \left[\frac{\alpha\theta\phi\lambda}{(1+\phi+\eta)^2 + \lambda(\alpha\theta\phi)^2} \right]^2, \quad c_{21} = 0, \quad c_{31} = \left[\frac{\alpha\theta\phi^2\lambda}{(1+\phi+\eta)^2 + \lambda(\alpha\theta\phi)^2} \right]^2, \quad c_{41} = 0, \quad c_{51} = c_{11}$$

$$c_{12} = \left[\frac{(1+\phi+\eta)}{(1+\phi+\eta)^2 + \lambda(\alpha\theta\phi)^2} \right]^2, \quad c_{22} = 0, \quad c_{32} = \left[\frac{\phi(1+\phi+\eta)}{(1+\phi+\eta)^2 + \lambda(\alpha\theta\phi)^2} \right]^2, \quad c_{42} = 0, \quad c_{52} = c_{12}$$

$$c_{13} = \left[\frac{[\lambda\phi(\alpha\theta)^2 + (1+\phi+\eta)]}{\alpha\beta\theta[(1+\phi+\eta)^2 + \lambda(\alpha\theta\phi)^2]} \right]^2, \quad c_{23} = 0, \quad c_{33} = \left[\frac{(1+\eta)(1+\phi+\eta)}{\alpha\beta\theta[(1+\phi+\eta)^2 + \lambda(\alpha\theta\phi)^2]} \right]^2,$$

$$c_{43} = 0, \quad c_{53} = c_{13}$$

$$c_{14} = \left[\frac{\eta b \varepsilon (1-\beta)(1+\eta+2\gamma)}{(1+\eta+\gamma)(1+\eta)} \right]^2 \left[\frac{[\lambda\phi(\alpha\theta)^2 + (1+\phi+\eta)]}{\alpha\beta\theta[(1+\phi+\eta)^2 + \lambda(\alpha\theta\phi)^2]} \right]^2, \quad c_{24} = \left[\frac{(1+\eta+\gamma)+\eta\gamma}{(1+\eta)(1+\eta+\gamma)} \right]^2$$

$$c_{34} = \left[\frac{\eta b \varepsilon (1-\beta)(1+\eta+2\gamma)}{(1+\eta+\gamma)(1+\eta)} \right]^2 \left[\frac{(1+\phi+\eta)(1+\eta)}{\alpha\beta\theta[(1+\phi+\eta)^2 + \lambda(\alpha\theta\phi)^2]} \right]^2, \quad c_{44} = \left[\frac{\eta\gamma(1+\eta)}{(1+\eta)(1+\eta+\gamma)} \right]^2$$

$$c_{54} = \left[\frac{\eta b \varepsilon (1+\eta+2\gamma)}{(1+\eta+\gamma)(1+\eta)} \right]^2 \left[\frac{(1-\beta)[\lambda\phi(\alpha\theta)^2 + (1+\phi+\eta)]}{\alpha\beta\theta[(1+\phi+\eta)^2 + \lambda(\alpha\theta\phi)^2]} - 1 \right]^2$$

$$c_{15} = \left[\frac{1}{\alpha\beta+b} \left(\frac{\phi(1+\phi+\eta) + \lambda(\alpha\theta\phi)^2}{(1+\phi+\eta)^2 + \lambda(\alpha\theta\phi)^2} \right) \right]^2, \quad c_{25} = 0, \quad c_{35} = \left[\frac{a\beta+b}{\alpha\beta+b(1-\beta)} \right]^{-2} c_{33}$$

$$c_{45} = 0, \quad c_{55} = \left(\frac{1+\eta}{\alpha\beta+b} \right)^2 c_{12}$$

Références :

- Barro R. et D. Gordon** (1983) : « Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy », *Journal of Monetary Policy* vol.17, pages 3-20.
- Blot C, Serranito F. & P. Villieu** (2000) : “Politique monétaire commune et convergence des politiques budgétaires en Europe”, miméo, juin.
- Boone L.** (1997) : « Symmetry and asymmetry of supply and demand shocks in the European Union : a dynamic analysis », *Document de Travail du CEPII* n°97-03.
- Bruno C.** (1999a) : « La convergence des politiques budgétaires européennes et de leurs effets réels », in La convergence des Economies Européennes, étude coordonnée par C. Tavéra chez Economica, pages 163-182.
- Bruno C.** (1999b) : « Les déficits publics en Europe : suggestion pour un nouvel indicateur de l’orientation de la politique budgétaire », *Document de Travail de l’OFCE* n°99-05.
- Commissariat Général au Plan** (1999) : Le gouvernement économique de la zone euro, Rapport du groupe présidé par R. Boyer, La documentation Française.
- Coudert V. et B. Mojon** (1997) : « Asymétries financières et transmission de la politique monétaire en Europe », *Economie et Prévision* n°128, pages 41-60.
- De Bandt O. et P. Mongelli** (2000) : « Convergence of fiscal policies in the euro area », *ECB Working Paper Series* n°20.
- Lucas R.J.** (1973) : « Some international evidence on output-inflation tradeoffs », *American Economic Review* 63, pages 326-334.
- Rogoff K.** (1985) : « Can international monetary policy cooperation be counterproductive », *Journal of International Economics* 18, pages 199-217.
- Villieu P.** (2000) : « Elargissement de l’Union monétaire et coordination des politiques budgétaires : un point de vue », *Annales d’Economie et de Statistiques*, septembre.
- Von Hagen J. et R. Supper** (1994) : « Central bank constitutions for federal monetary unions », *European Economic Review* (38) 3-4, pages 774-782.
- Svensson L. EO.** (1997) : « Optimal inflation contracts, conservative central bank and linear inflation contracts », *American Economic Review*, 87(1), mars, 98-114.
- Walsh C. E.** (1995) : « Optimal Contracts for Central Bankers », *American Economic Review*, 85, 150-167.