

MZE, un modèle macroéconométrique pour la zone euro

**Pierre-Olivier Beffy, Xavier Bonnet,
Brieuc Monfort et Matthieu Darracq-Pariès***

À partir des comptes trimestriels pour la zone euro construits par Eurostat, on élabore un modèle macroéconométrique dans le but d'enrichir les outils de prévision et d'analyse de l'économie de la zone. Quelques données manquantes cruciales doivent être reconstruites en s'appuyant sur des données incomplètes fournies par Eurostat (capital, revenu disponible des ménages, commerce intra-zone).

La structure du modèle est néoclassique à long terme, néokeynésienne à court terme. Cette version du modèle prend comme référence pour l'offre de biens une fonction de production Cobb-Douglas. L'offre de travail est modélisée soit par une courbe de Phillips soit par une fonction WS et par un taux d'activité dépendant du taux de chômage. Le court terme implique des coûts d'ajustement modélisés de manière *ad hoc* par des modèles à correction d'erreur.

Les effets variantiels à court terme et à long terme sont assez consensuels. Pour le long terme, le potentiel de l'économie apparaît dépendre de la population en âge de travailler, de la productivité globale des facteurs, du coût réel du capital, et éventuellement des termes de l'échange et de la fiscalité sur les salaires.

D'ores et déjà, le modèle incorpore la possibilité d'utilisation en anticipations rationnelles pour l'étude des évolutions de changes et de taux à long terme. Un exercice de choix de la fonction de réaction monétaire est mené à titre illustratif des questions pouvant être abordées par le modèle.

* Pierre-Olivier Beffy et Brieuc Monfort appartiennent à la division Croissance et politique macroéconomique de l'Insee, Xavier Bonnet à la division Synthèse conjoncturelle de l'Insee (faisait partie de la Direction de la Prévision au moment de la réalisation de ce modèle), et Matthieu Darracq-Pariès au bureau de la politique économique la Direction de la Prévision.

Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

La création de l'Union économique et monétaire et de la Banque centrale européenne (BCE) a fait naître un besoin nouveau de suivi de la conjoncture et d'analyse économique directement au niveau de la zone. Ce suivi est aujourd'hui possible grâce au développement de données de référence pour la zone constituées par Eurostat.

Évidemment, cette approche ne saurait se substituer à l'analyse par agrégation des analyses pays, car des asymétries irréductibles de comportement existent au sein des pays de la zone. Toutefois, ces asymétries s'avérant très difficiles à mesurer (cf. par exemple la panoplie de résultats sur l'impact de la politique monétaire entre pays, sur les comportements de consommation, d'investissement, exposés dans les documents de travail de la BCE, dans la synthèse faite par Angeloni *et al.* (2002)), l'approche directe sur agrégats peut avoir une certaine pertinence et une certaine robustesse, tout au moins pour étudier le comportement moyen de la zone.

Dans cet objectif, pour l'analyse conjoncturelle, des étalonnages directement sur des données et des enquêtes zone euro ont été développés, comme ceux de l'Insee (Buffeteau et Mora, 2000) ou de la Direction de la Prévision (1).

À cet éventail d'outils manque cependant un modèle macroéconométrique qui permettrait à la fois de faire des prévisions et de les relire au travers des régularités de comportement du passé, de faire des scénarios contrefactuels d'analyse de chocs non prévus, voire de construire des scénarios variantiels de politique économique. De tels modèles macroéconométriques pour la zone euro ont pourtant été construits récemment, par exemple à la BCE (Fagan *et al.*, 2001) ou par le groupe ENEPRI (2) (Dreger, 2002).

On présente ici une version de base d'un modèle macroéconométrique pour la zone euro agrégée. Après avoir exposé les choix théoriques retenus et les résultats des estimations économétriques en insistant sur le choix de données utilisées et la construction des données manquantes, on présentera les réponses du modèle à une série de chocs analytiques.

Le cadre théorique et l'estimation du modèle

L'objectif du modèle est de fournir un outil de relecture voire de prévision du PIB de la zone euro, de ses composantes, des prix, de

l'emploi, du chômage, etc. Par le passé, beaucoup se sont employés à reconstruire des données à partir des comptes nationaux des pays de la zone (3). Ceci n'est plus nécessaire car Eurostat fournit ces données pour l'équilibre emplois/ressources, aussi bien en volume qu'en valeur. Même si ces données sont encore critiquées, elles font aujourd'hui référence.

Une des lacunes majeures pour l'analyse économique demeure les échanges de biens et services. Ceux-ci correspondent à la simple agrégation des échanges extérieurs de chaque pays. Il en résulte que, dans les données des comptes nationaux Eurostat, les échanges de la zone sont la somme des échanges intra-zone et des échanges extra-zone. Ceci peut être préjudiciable à l'analyse économique, voire à la mesure du PIB de la zone, car les flux intra-zone ne sont pas statistiquement équilibrés dans les comptes fournis par Eurostat (4). Pour l'analyse économique, il manque, par ailleurs, des données cruciales qu'on a reconstruites. Outre le commerce extra-zone, on a cherché à reconstruire des données pour le revenu disponible, le capital productif, l'emploi et les finances publiques.

Le cadre théorique du modèle est assez traditionnel : à court terme, l'activité est déterminée par la demande, l'ajustement des prix et des salaires étant graduel ; à long terme, le modèle adopte une structure néoclassique. On exposera donc les comportements de demande non directement liés à l'offre productive, puis ceux directement liés à l'offre productive avant de présenter les équations de prix et de salaires.

Les équations comportementales sont estimées séparément sur données agrégées. Les données d'Eurostat au niveau de la zone euro sont disponibles sauf exception à partir de 1991T1. La majorité des équations économétriques sont estimées sur la période 1991-2001. Les résultats économétriques sont intégralement présentés en annexe 1 à 4.

1. Se reporter aux notes de conjoncture internationale de la Direction de Prévision.

2. ENEPRI : The European Network of Economic Policy Research Institutes.

3. Ainsi, la BCE reconstruit-elle des données en moyennes géométriques, pour conserver la propriété que le taux de croissance de la zone est la somme pondérée des taux de croissance. Le désavantage de cette méthode est que les comptes résultants ne sont pas équilibrés. L'OCDE reconstruit des données par agrégation des séries nationales, en utilisant des pondérations PIB PPA. Eurostat agrège simplement les données en les convertissant en euro depuis 1999, en ECU avant. Le désavantage sur le passé est atténué si on considère que le modèle est surtout utilisé pour une relecture du passé récent et pour les prévisions.

4. En pratique, on constate notamment que les exportations d'un pays vers un autre sont généralement supérieures aux importations du second en provenance du premier (Darracq-Pariès, 2002).

Le revenu et la consommation des ménages

La modélisation du revenu disponible des ménages (RDB)

Le revenu disponible des ménages est une variable primordiale dans la détermination de l'équilibre de court terme. Il convient alors d'en fournir une description comptable soignée et de correctement modéliser ses déterminants.

Dans le modèle, le RDB est endogène et résulte de l'agrégation de ses différents postes. La masse salariale résulte des comportements de fixation des salaires et de la demande de travail des entreprises. L'excédent brut d'exploitation (EBE) des ménages est déterminé par une clef variable sur l'EBE de l'ensemble de l'économie. De même, le solde des revenus du patrimoine est indexé sur la valeur ajoutée totale. Les impôts sur les revenus payés par les ménages sont déterminés par un taux d'imposition apparent. La base prise en compte est le revenu des ménages (hors profits et transferts courants), c'est-à-dire à partir du salaire superbrut, du solde du revenu du patrimoine et des prestations sociales nettes des cotisations sociales. Les cotisations sociales sont déterminées en appliquant un taux apparent au salaire superbrut. Les prestations sociales et les transferts et autres postes du compte de revenu des ménages sont supposés évoluer au rythme du PIB en valeur.

Eurostat ne diffuse pas de RDB trimestriel des ménages pour la zone euro. Il a donc été nécessaire de construire cette série, en respectant l'objectif majeur d'avoir un cadre comptable s'intégrant facilement dans la modélisation économétrique de la zone euro. L'intérêt de la construction d'un cadre comptable définissant le RDB est de mobiliser des informations supplémentaires pour la modélisation économétrique (taux d'imposition, taux de cotisation de la zone euro par exemple). La méthode utilisée pour construire le RDB trimestriel peut être divisée en deux étapes. Tout d'abord, on a créé un cadre comptable annuel complet pour les ménages des différents pays de la zone euro de 1991 à 2000, utilisant le maximum d'information disponible en provenance d'Eurostat. Ensuite, ce cadre comptable a été trimestrialisé en incorporant l'information d'indicateurs trimestriels Eurostat lorsqu'ils étaient disponibles. L'annexe 5 donne les détails des ces deux opérations.

La consommation des ménages

Une fois le RDB obtenu, la modélisation des dépenses de consommation des ménages est

keynésienne (5). L'équation est estimée sous forme d'un modèle à correction d'erreur (MCE).

À long terme, la consommation est indexée de manière unitaire sur le revenu. Le taux d'intérêt réel et l'inflation constituent les autres déterminants de la consommation. En théorie, une baisse des taux d'intérêt réels a un effet ambigu sur la consommation : d'une part, elle entraîne une baisse du taux d'épargne en réduisant la charge d'intérêts des ménages endettés à taux variable et en permettant aux ménages de recourir à des crédits moins chers (effet de substitution), d'autre part, elle induit une baisse des revenus de leur patrimoine (effet richesse). Pour la zone euro, l'estimation indique que le premier effet l'emporte. De même, on distingue traditionnellement deux effets opposés de l'inflation : un effet de fuite devant la monnaie (en cas de hausse de l'inflation, les ménages anticipent leurs dépenses car celles-ci deviendront plus onéreuses dans le futur) et un effet d'encaisses réelles (en cas de hausse de l'inflation, les ménages restreignent leur consommation afin de préserver le pouvoir d'achat de leurs encaisses réelles). Économétriquement, le second effet l'emporte. On retrouve ici un résultat bien connu, pour la France notamment (Bonnet et Dubois, 1995).

À court terme, on trouve dans la dynamique les déterminants de long terme des dépenses de consommation des ménages, ainsi que le taux de chômage. La présence du taux de chômage indique un comportement d'épargne de précaution des ménages : une hausse du taux de chômage diminue les revenus futurs anticipés des ménages, ce qui les incite à épargner davantage. Les propriétés économétriques de l'équation sont assez satisfaisantes avec notamment une force de rappel dont les effets se matérialisent assez rapidement.

Le commerce extérieur

Une des principales difficultés associées à la modélisation macroéconomique de la zone euro est de trouver des statistiques du commerce extérieur *extra* zone compatibles avec les données des comptes nationaux utilisées pour estimer la majeure partie des comportements

5. Dans le sens où la consommation dépend essentiellement du revenu courant. Un comportement de lissage intertemporel aurait fait apparaître aussi les anticipations de revenus futurs et la richesse détenue par les ménages.

économiques retenus dans le modèle. Les comptes nationaux d'Eurostat publient, pour l'heure, des statistiques de commerce de biens et services en valeur et en volume comprenant les échanges *intra* zone. Il existe, par ailleurs, des données d'exportations et d'importations de biens *intra* et *extra* communautaires qu'Eurostat reconstruit à partir des données douanières nationales. Sont aussi publiés des indices de valeur unitaire sectoriels et géographiques.

Compte tenu de la disponibilité des données, deux types de modélisation du commerce extérieur de la zone euro semblaient envisageables : reconstruire des données de commerce *extra* en biens et services à partir des comptes nationaux au prix d'hypothèses simplificatrices et sans doute peu réalistes sur les comportements d'échange à l'intérieur de la zone, ou bien utiliser les statistiques commerciales et les indices de valeur unitaire disponibles pour le champ douanier et modéliser assez mécaniquement les services.

Dans le modèle présenté dans cet article, on a préféré retenir la seconde approche utilisant les statistiques commerciales sur le champ douanier. Certes, ces données ne couvrent que le commerce de biens et ne sont pas directement compatibles avec les données des comptes nationaux (différence de champ, de nomenclature, etc.), mais elles représentent, pour l'instant, la meilleure information statistique disponible sur les flux commerciaux avec l'*extra* zone.

Les spécifications des équations des flux commerciaux de biens en volume et en prix sont assez classiques. Les importations de biens en volume dépendent, à long terme, de la demande intérieure et d'un indicateur de compétitivité-prix. Une élasticité unitaire des importations à la demande intérieure est imposée. Ceci amène à introduire une tendance déterministe à l'estimation. Linéaire croissante, cette tendance reflète l'accroissement de l'ouverture de la zone durant les années 1990. La compétitivité-prix est évaluée par un ratio de prix d'importation, corrigé des effets des prix énergétiques, aux prix intérieurs. À court terme, l'élasticité des importations à la demande est de 1,9.

Les exportations de biens en volume dépendent, à long terme, de la demande mondiale (en biens), avec une indexation unitaire, et d'un indicateur de compétitivité-prix. Ce dernier correspond au taux de change effectif réel. On a préféré utiliser cet indicateur car, de manière opérationnelle pour la prévision, on dispose de

prévisions de prix de consommation sur un grand nombre de pays, à la différence des prix d'exportation qui ne sont prévus par la Direction de la Prévision que pour trois des grands pays concurrents sur les marchés d'exportations de la zone euro (les États-Unis, le Royaume-Uni et le Japon). Cet ensemble de prix d'exportation s'est avéré expliquer beaucoup moins bien les exportations de la zone euro, traduisant le fait que cet ensemble de concurrents n'est pas assez grand pour rendre compte de l'ensemble des échanges. À court terme, l'élasticité des exportations à la demande mondiale est proche de l'unité.

Le prix des importations de biens est construit mécaniquement à partir des prix internationaux de matières premières et du prix des importations hors énergie qui seront modélisés séparément. Les prix d'importation hors énergie répondent, en effet, aux comportements de marges et aux comportements « pro-compétitif » des exportateurs étrangers sur le marché européen. On suppose donc qu'ils s'indexent à long terme sur une moyenne géométrique des prix intérieurs et des autres prix étrangers. Les estimations aboutissent à des poids de 0,3 pour les prix intérieurs et de 0,7 pour les prix étrangers. De même, le prix des exportations est, quant à lui, une moyenne géométrique à long terme des coûts salariaux unitaires et des prix étrangers. Les élasticités ressortent de 0,7 et 0,3 respectivement.

Enfin, les échanges de biens et services s'obtiennent mécaniquement à partir des échanges de biens et de la part moyenne des services dans le commerce total. Cette méthode revient à supposer que les volumes et les prix des flux de services se comportent comme ceux des biens.

Les variations des stocks

La variation des stocks permet, en théorie, aux entreprises d'amortir les fluctuations de la demande tout en se prémunissant de la rupture de stock. Dans ce cadre, les stocks sont supposés s'ajuster avec retard à un niveau de stock désiré. Ce dernier dépend des anticipations que les entreprises font sur la demande future. Si ces anticipations se forment à partir des variations de la demande finale hors stocks sur le passé récent, la corrélation entre la variation des stocks et les variations de demande sont positives. C'est le cas dans l'équation de stocks de la zone euro.

On notera que lorsque les anticipations de la demande se révèlent erronées, les entreprises subissent les fluctuations de la demande. L'évolution des stocks devient alors involontaire et ces derniers agissent comme un « tampon » entre la production et la demande.

La variation des stocks et la demande hors stocks présentant une tendance, il a été choisi de régresser leur ratio sur ses retards et sur le taux de croissance de la demande finale hors stocks. Cette modélisation permet d'éviter les problèmes d'hétéroscédasticité des résidus.

Les demandes de facteurs

Les fondements théoriques des demandes de facteurs correspondent à un comportement de minimisation des coûts des entreprises dont la fonction de production est une fonction Cobb-Douglas (cf. encadré). Comme précédemment, l'estimation économétrique se fait sous la forme MCE.

L'emploi

Les données brutes pour la série d'emploi proviennent d'Eurostat. Une désaisonnalisation par X11 a été effectuée. S'agissant du taux de chômage, il s'agit de celui de la base Eurostat, disponible depuis 1993. Entre 1991 et 1993, la série a été rétropolée en utilisant les données des pays.

La spécification de l'équation d'emploi à long terme découle simplement de la condition du premier ordre dans la maximisation du profit de l'entreprise en concurrence monopolistique. Ainsi, avec une fonction de production Cobb-Douglas, la part salariale est-elle fixée, en fonction de α et de l'élasticité η de la demande de biens aux prix :

$$\frac{W}{P} = \alpha \cdot \kappa \cdot \frac{Y}{L} \quad \text{avec } \kappa = 1 - 1/\eta$$

Cette condition du premier ordre constitue naturellement la force de rappel de l'équation d'emploi. À court terme, la demande de travail s'ajuste graduellement aux fluctuations de l'activité.

L'investissement

Les données Eurostat fournissent des séries d'investissement, en valeur et en volume, tous produits et agents confondus, ainsi qu'une série de consommation de capital fixe en valeur. Cette série est obtenue par Eurostat par agrégation des séries nationales : elle incorpore donc une information utile, notamment pour le calcul d'une série de capital (cf. encadré).

La statistique de capital étant reconstruite, la demande de capital des entreprises est abordée par les données d'investissement. On a conjugué la condition du premier ordre (CPO) dans la maximisation du profit et la relation de long terme entre le capital et l'investissement découlant de l'équation d'accumulation :

$$\text{CPO : } \frac{Ck}{P} = (1 - \alpha) \cdot \kappa \cdot \frac{Y}{K}$$

$$\text{Accumulation : } \frac{I}{K} = \delta + \left(\frac{\dot{K}}{K} \right)^{\text{longterme}}$$

Le long terme de l'équation d'investissement est donc donné par :

$$\frac{Y}{I} = \frac{1}{(1 - \alpha) \cdot \kappa \cdot \left(\delta + \left(\frac{\dot{K}}{K} \right)^{\text{longterme}} \right)} \cdot \frac{Ck}{P}$$

La définition de Ck/P est donnée par le taux d'intérêt réel à long terme, à la prime de risque près et au taux de déclassement près. La spécification en niveau plutôt qu'en logarithme permet de s'affranchir des problèmes liés à la possibilité d'avoir des taux d'intérêt négatifs et de ne pas utiliser des approximations pour les termes de prime de risque et de taux de déclassement.

À court terme, l'équation d'investissement incorpore, en outre, un fort effet d'accélérateur : l'investissement apparaît donc comme un amplificateur du cycle de demande en réagissant fortement à la croissance du PIB.

La boucle prix-salaires

Les prix de valeur ajoutée

Les prix sont fixés par les entreprises en même temps que leurs demandes de facteurs, sans

Encadré

LA FONCTION DE PRODUCTION COBB-DOUGLAS

À titre de référence, on a retenu une fonction de production de type Cobb-Douglas :

$$y = \alpha.l + (1 - \alpha).k + \gamma.t + cte$$

avec :

y le logarithme de la valeur ajoutée au coût des facteurs

l le logarithme de l'emploi

k , le logarithme du stock de capital en volume

t , une tendance linéaire déterministe

Dans une telle spécification, l'élasticité de substitution entre le capital et le travail est égale à 1 et le progrès technique est neutre. Ce dernier est modélisé simplement par une tendance linéaire déterministe.

Eurostat dispose uniquement de données sur l'investissement (I_t) et la consommation de capital fixe ($\delta_t.K_{t-1}$) mais non de série de capital. Pour calculer le stock de capital en volume, on utilise le modèle d'accumulation :

$$K_t = (1 - \delta_t).K_{t-1} + I_t$$

Reconstruire une série de capital fixe

En utilisant l'investissement et la consommation de capital fixe, déflatés par le prix d'investissement, l'équation permet de retrouver une série de capital dès lors qu'on se donne un point de la série. Ceci revient aussi à se donner le taux de déclassement à une date donnée, par exemple en 1991T1, début des séries Eurostat.

Pour ce faire, on considère le modèle d'accumulation en régime stationnaire. Dans un tel régime, l'investissement et le stock de capital croissent comme le PIB, au taux g , de sorte que :

$$(1 + g).K = (1 - \delta).K + (1 + g).I$$

On en déduit le taux de déclassement en fonction de la consommation de capital fixe et de l'investissement :

$$\delta = \frac{g.(\delta.K)}{(1 + g).I - (\delta.K)}$$

Si le taux de croissance moyen de l'économie est estimé à 2,5 %, on déduit que le taux de déclassement est de 0,9 % en 1991T1, et augmente tendanciellement durant la décennie pour atteindre 1,3 % en 2001T3. Ceci correspond au fait stylisé selon lequel le taux de déclassement s'est accru dans les années 1990, en raison de l'utilisation de plus en plus grande des matériels de haute technologie, à déclassement rapide.

La série de capital reconstruite à partir du point de départ de 1991T1 conserve la propriété de croissance du taux de déclassement durant la décennie 1990 (1).

L'équation précédente a été estimée en corrigeant l'autocorrélation des résidus par la méthode de Cochrane-Orcutt et le logarithme du taux d'utilisation des capacités a été ajouté.

$$y = (1 - 0,40).l + 0,40.k + 0,92\%.t + 0,12.tuc - 18,70 + u$$

(c) (4,40) (9,87) (2,95) (-13,27)

$$u = 0,80.u_{-1} - 0,25.u_{-2} + \varepsilon$$

(4,50) (-1,86)

$$R^2 = 0,996$$

$$\sigma_\varepsilon = 0,23\%$$

$$DW = 2,21$$

1992q1 – 2000q4

Cette estimation permet de retenir les valeurs de α et de γ pour la suite. Cependant, cette équation ne fait pas partie, sous cette forme, des équations du modèle.

→

1. Dans son modèle, la BCE retient un taux de déclassement de 1 %, constant sur toute la décennie.

assurer instantanément l'équilibre sur le marché des biens : la « frontière des prix des facteurs » habituelle n'est pas explicitement la force de rappel dans les prix. On fait plutôt l'hypothèse que les entreprises évaluent leurs coûts du travail de long terme en fonction du salaire et de la productivité du travail de long terme et ajuste leur taux de marge avec les déséquilibres constatés sur le marché des biens. Le déséquilibre sur ce dernier est retracé par le taux d'utilisation des capacités de production (TUC), dont le coefficient a pu être contraint à $(1 - \alpha)/\alpha$ (cf. estimation) :

$$p = w - pgf / \alpha + \frac{1 - \alpha}{\alpha} .tuc$$

L'équation des prix de valeur ajoutée est basée sur cette force de rappel et comporte une sous-indexation à court terme sur l'inflation salariale. Un effet négatif des prix d'importation apparaît également à court terme, comme c'est souvent le cas pour les prix de valeur ajoutée : ceci signifie qu'à court terme, les entrepreneurs ne répercutent pas instantanément les évolutions de prix des consommations intermédiaires sur leurs prix de ventes (Morin, 1988).

Le taux d'utilisation des capacités de production résulte de l'écart entre la productivité apparente du capital et son niveau potentiel :

$$TUC = \frac{Y}{\pi_K \cdot K}$$

(π_K , la productivité potentielle du capital).

En supposant π_K constante, la condition du premier ordre sur la demande de capital permet de relier le TUC au coût du capital. On obtient en logarithme dans une expression où les constantes sont omises :

$$tuc = c_k - p$$

Compte tenu de la relation de long terme de l'équation de prix de valeur ajouté, on aboutit à la frontière des prix des facteurs :

$$\alpha \cdot (w - p) + (1 - \alpha) \cdot (c_k - p) = pgf$$

Les salaires

Deux options sont possibles pour la modélisation des salaires.

Encadré (suite)

Une spécification particulière de la fonction CES

La fonction Cobb-Douglas est une spécification particulière de la fonction CES, qui prend la forme suivante (pour un progrès technique neutre) :

$$CES: Y = e^{\gamma \cdot t} \cdot (\alpha \cdot L^{-\rho} + (1 - \alpha) \cdot K^{-\rho})^{-1/\rho}$$

($\sigma = 1/(1 + \rho)$ est l'élasticité de substitution entre L et K)

Lorsque σ tend vers l'unité, la CES tend vers la Cobb-Douglas. En effet, en utilisant un développement limité de la spécification CES, aux alentours de la spécification Cobb-Douglas (c'est-à-dire autour de $\sigma = 1$ et $\rho = 0$), on a (Kmenta, 1967) :

$$y = \alpha \cdot l + (1 - \alpha) \cdot k - \frac{1}{2} \rho \cdot \alpha \cdot (1 - \alpha) \cdot (l - k)^2 + \gamma \cdot t + cte$$

On vérifie ainsi que la spécification Cobb-Douglas retenue n'est pas rejetée par les données par rapport à une spécification moins contraignante telle qu'une spécification CES. En effet, le coefficient $\rho \cdot \alpha \cdot (1 - \alpha)$ n'est pas significatif dans la régression suivante (2) :

$$y = (1 - 0,40) \cdot l + 0,40 \cdot k + 0,71 \cdot (k - l)^2 + 0,90\% \cdot t + 0,12 \cdot .tuc - 21,27 + u$$

(c) (4,28) (0,28) (6,91) (2,91) (-8,33)

$$u = 0,80 \cdot u_{-1} - 0,26 \cdot u_{-2} + \varepsilon$$

(4,46) (-1,78)

$$R^2 = 0,996$$

$$\sigma_\varepsilon = 0,24\%$$

$$DW = 2,22$$

$$1992q1 - 2000q4$$

2. Dans cette régression, on constate que la dimension de K (ou de L) change le résultat d'estimation de α et de la constante, mais pas des autres coefficients, ni des écarts-types. Dans la régression présentée, on a multiplié K par un coefficient pour retrouver $\alpha = 0,40$ comme précédemment.

- Cas 1 (Phillips) : la première est celle d'une courbe de Phillips, qui relie à long terme les évolutions du salaire réel au taux de chômage.

$$\Delta(w - pc) = -\beta u + \lambda$$

À court terme, l'indexation des salaires sur les prix de la consommation n'est pas instantanée.

- Cas 2 (WS) : dans une seconde option, les salaires sont modélisés par une courbe WS, comme il ressort de modèles de négociations salariales par exemple. La courbe de salaires est identifiée (par rapport à celle des prix) par l'introduction de variables de « coins » (*wedge* : termes de l'échange et coin fiscal) :

$$w - p = (pc - p) + wedge + pgf / \alpha - \beta u$$

À court terme, l'indexation des salaires sur les prix à la consommation est quasi unitaire.

Le NAIRU et le potentiel de l'économie

Le taux de chômage d'équilibre (NAIRU) découle du rapprochement des équations de long terme de frontière des prix des facteurs et de salaires (abstraction faite des éléments dynamiques qui peuvent marginalement altérer le résultat). On distingue alors les deux cas suivants.

- Cas 1 (Phillips) : le Nairu découle directement de l'équation de salaires et de l'équation de prix prise en différence première. Le chômage structurel de l'économie ne peut être durablement modifié dans le modèle que par une rupture dans le taux de croissance de la productivité ou encore une dérive permanente des termes de l'échange :

$$u^* = \frac{\lambda - pgf - (\Delta p - \Delta pc)}{\beta} = \frac{\lambda'}{\beta}$$

- Cas 2(WS) : le rapprochement des équations de long terme de salaires et de frontière des prix des facteurs (abstraction faite des éléments dynamiques qui peuvent marginalement altérer le résultat (Bonnet et Mahfouz, 1996)) font apparaître de nouveaux déterminants du chômage structurel : désormais, un déplacement du coût du capital, du coin fiscal-social ou des termes de l'échange intérieur affecte le NAIRU.

$$u^* = \left[(pc - p) + wedge + \frac{1 - \alpha}{\alpha} \cdot (c_k - p) \right] / \beta$$

Le potentiel de l'économie peut facilement être calculé à partir de la condition de premier ordre sur le travail et la frontière des prix des facteurs. La croissance de l'offre potentielle s'obtient comme la somme des variations de ressources en main-d'œuvre et des gains de pouvoir d'achat. Ces derniers résultent (via la frontière des prix des facteurs) des évolutions de l'efficacité du travail et du coût du capital :

$$y^* = l^* + pgf / \alpha - \frac{1 - \alpha}{\alpha} \cdot (c_k - p)$$

Au premier ordre, l'emploi potentiel résulte de la croissance de la population active et des évolutions du chômage structurel. Des « effets de flexion » sont susceptibles de relier ces deux variables. Ainsi, on peut supposer que le taux d'activité t_a dépend négativement du taux de chômage à long terme :

$$t_a = ls - pop1564 = -\chi / (1 - \chi) \cdot u$$

La population active est alors une moyenne géométrique de l'emploi et de la population en âge de travailler ($pop1564$). Ce phénomène amplifie les effets sur l'offre potentielle de toute mesure affectant le NAIRU.

Les prix de demande et le bouclage du modèle

Pour l'équilibre en valeur, il reste à déterminer les prix de consommation, d'investissement et des stocks.

Les prix de consommation et d'investissement sont, à long terme, une moyenne géométrique des prix intérieurs (valeur ajoutée) et des prix extérieurs (d'importation). Faute de données sur la TVA par produit, on a considéré que les taxes sur les produits portaient uniquement sur la consommation. Ainsi, pour les prix à la consommation, on a ajouté cet effet des taxes. Ne disposant de données pour ces dernières que depuis 1996, il était difficile d'estimer leur effet : c'est pourquoi, on a imposé à l'unité les élasticités du prix de consommation, aussi bien à court terme qu'à long terme. En pratique, l'introduction des taxes a permis d'obtenir une équation raisonnable. Sans l'effet des taxes, il fallait ajouter une tendance. Les prix des variations de stocks sont, quant à eux, déterminés par soldes de l'équilibre emplois/ressources de biens et services en valeur.

En matière de finances publiques, Eurostat dispose de données annuelles qui permettent de reconstituer le tableau emploi-ressource des administrations publiques (APU) de 1995 à 2000 (6) et l'évolution de l'encours de la dette publique de 1991 à 2001. L'encours de la dette retenu dans la base de données, recalculé à partir de l'évolution de la capacité de financement de l'État (7), est très proche de la série fournie par Eurostat. Après la construction d'un cadre comptable annuel cohérent de 1995 à 2000, on a procédé à sa trimestrialisation par la méthode de Chow-Lin (cf. annexe 4).

Dans la décomposition retenue pour la modélisation, les ressources des APU se partagent en taxes directes sur la production et les importations, taxes sur le revenu et la propriété ; les dépenses correspondent aux contributions sociales, aux dépenses en charge d'intérêts, aux prestations sociales, à la consommation et à l'investissement public. Quelques postes secondaires permettent de reconstruire le compte de production des APU (EBE et subventions d'exploitation) ou les autres postes du compte de revenu (autres transferts, autres dépenses courantes en capital).

Dans cet article, aucune rétroaction macroéconomique des finances publiques n'a été considérée dans la modélisation (sauf éventuellement sur les taux longs). Pourtant, ceci est envisageable : à titre d'exemple, on peut incorporer une règle d'évolution des taux de taxation des APU suivant la valeur du déficit rapporté au PIB. Un ratio déficit sur PIB supérieur à 3 % entraîne *ex post* une hausse des taux d'imposition sur le revenu et sur la production, et des taux de cotisations sociales, de manière à ramener le ratio en dessous de 3 %. En revanche, un excédent budgétaire engendre une baisse des taux d'imposition.

S'agissant des variables financières, la modélisation économétrique concerne les taux d'intérêt à long terme uniquement. L'absence d'opportunité d'arbitrage conduit à considérer que les taux longs sont la somme des taux courts futurs anticipés, à laquelle s'ajoute une prime de risque. Dans le contexte d'une politique monétaire crédible pour lutter contre l'inflation, les taux courts réagissent à l'inflation anticipée. Si les agents sont rationnels et possèdent la même information que l'économètre, on pourrait s'appuyer sur le modèle pour en extraire ces anticipations d'inflation et de taux d'intérêt monétaire. Plus simplement, on peut considérer que les agents ont en tête un modèle plus simple

de l'économie, dans lequel le niveau de taux courts réels est un indicateur des pressions inflationnistes futures.

Les taux courts se déduisent des taux d'intérêt réels supposés constants. On peut aussi envisager l'utilisation d'une règle de politique monétaire, de type règle de Taylor. Le taux de change est exogène ou bien s'obtient par l'absence d'opportunité d'arbitrage conduisant à la parité de taux d'intérêt non couverte (fonctionnement en anticipations rationnelles).

Les variantes analytiques avec une spécification Phillips

La performance et la pertinence économique du modèle macroéconométrique développé ici ne se jugent pas seulement au regard de la qualité des ajustements économétriques des équations comportementales et des choix théoriques retenus. L'analyse des propriétés variétales et l'aptitude du modèle à retracer des expériences économiques élémentaires constituent une étape importante de sa validation. On présente ainsi un jeu de simulations bouclées permettant d'illustrer les propriétés globales du modèle dans le cas (1) (Phillips). Ces simulations doivent être interprétées comme des variantes « analytiques ». Elles décrivent la réponse de l'économie à une modification de l'une des variables exogènes du modèle, les autres variables exogènes étant supposées inchangées. Il faut utiliser ces résultats avec précaution si l'on souhaite construire des scénarios macroéconomiques réalistes. Toutefois, la combinaison des résultats des simulations présentées ci-dessous fournit une grille d'évaluation, en première approximation, de l'impact sur la zone euro des politiques économiques et de la plupart des chocs conjoncturels.

Les variantes couvrent quatre grands types de chocs :

- les chocs budgétaires et fiscaux : hausse de la demande publique, hausse du taux d'imposition sur le revenu ;

6. En revanche, pour la période 1991-1994, Eurostat ne publie que des données en ancienne base qui n'ont pas été réévaluées. La construction du compte de l'État avant 1995 n'a pas été entreprise pour l'instant mais pourrait être en partie réalisée au moyen de clés sur les postes correspondants dans le compte des ménages ou de l'agrégation de statistiques au niveau étatique de l'OCDE.

7. En utilisant avant 1994 les ratios déficit/PIB fournis par la Commission européenne.

- les chocs extérieurs : hausse de la demande mondiale, augmentation des prix énergétiques ;
- les chocs « d'offre » : hausse des salaires, hausse de la productivité, redressement de la population active ;
- les chocs financiers : dépréciation du taux de change, variation des taux d'intérêt.

Dans un premier temps, l'ensemble de ces simulations, à l'exception des variantes de change et de taux d'intérêt, sont effectuées à taux d'intérêt réel et taux de change nominal constant. Sous ces hypothèses, les simulations illustrent les effets de bouclage entre le partage des revenus et les comportements de demande d'une part, puis la rapidité d'ajustement de la boucle prix-salaires et les effets d'offre d'autre part.

Ensuite, on introduit différentes règles de politique monétaire afin de caractériser le comportement de la BCE. Le taux de change nominal devient endogène et dépend des différences de rendement entre les placements monétaires dans la zone euro et à l'étranger. Le taux de change est alors une variable « *forward looking* ». Une résolution du modèle en anticipations rationnelles devient nécessaire.

Chocs budgétaires et fiscaux

Hausse de la consommation publique de 1 point de PIB

La hausse des dépenses publiques a un effet expansionniste et inflationniste à court-moyen terme. Les prix étant relativement rigides à très court terme, la progression du PIB résulte principalement des évolutions en volume. La réponse de l'activité est inférieure à l'unité dès la première année : la forte réaction de l'investissement par un effet « d'accélérateur » et le dynamisme de la consommation des ménages, soutenue par la hausse de l'emploi et de légers gains de pouvoir d'achat, sont, en partie, compensés par la progression plus que proportionnelle des importations.

Au bout de quelques années, la stabilisation de la demande passe principalement par la hausse des prix. L'ajustement graduel de l'emploi à l'activité et la hausse des salaires due à la réduction du chômage conduisent à une augmentation des coûts salariaux unitaires au bout d'un an. La poussée inflationniste est alors entretenue par des comportements d'indexation. Le surcroît de

prix à la consommation atteint, en fin de compte, plus de deux points la troisième année.

À long terme, il ne subsiste plus d'effet expansionniste et le taux de chômage revient à son niveau de référence.

Hausse de 1 point du taux d'imposition sur le revenu

Cette variante consiste en une augmentation de 1 point du taux apparent de l'impôt sur le revenu, correspondant à une hausse *ex ante* des recettes fiscales de l'ordre de 0,75 point de PIB.

À court terme, la hausse du taux moyen d'imposition sur le revenu dégrade la demande et les prix baissent. La consommation est pénalisée par la détérioration du revenu disponible des ménages. La baisse de l'investissement vient amplifier ce mouvement. La diminution de l'activité se monte à 0,4 point de PIB la première année et atteint plus d'un demi-point de PIB la deuxième.

Chocs extérieurs

Hausse de 1 % de la demande mondiale

Cette variante est assimilable à un choc de demande pur. À court terme, la hausse de la demande mondiale entraîne un accroissement des exportations qui induit à son tour une hausse de l'activité, et donc une expansion de la demande intérieure et de l'emploi. Au total, le choc conduit à un relèvement de l'activité d'environ un quart de point à l'horizon d'un an.

La décrue du chômage et les tensions sur les capacités de production conduisent rapidement à une augmentation des salaires et des prix de production. La spirale inflationniste entraîne une éviction progressive de la demande. Les pertes de compétitivité, notamment, stimulent les importations et freinent les exportations.

À long terme, l'effet expansionniste s'annule complètement avec le retour du chômage à son niveau d'équilibre.

Augmentation de 10 % du prix des matières premières

À court terme, le choc sur les matières premières (dont le pétrole) conduit à une hausse des prix à la consommation et dégrade ainsi la

consommation des ménages. Les effets de second tour liés à l'indexation des salaires sur les prix à la consommation et le surajustement de l'investissement au repli de l'activité renforce l'effet dépressif. L'impact sur le PIB au bout de deux ans avoisine 0,1 point de PIB. À moyen-long terme, la hausse du chômage amortit peu à peu l'évolution des salaires, ce qui limite l'augmentation des coûts des entreprises et enrayer la spirale inflationniste.

Chocs « d'offre »

Hausse de 1 % des salaires ex ante

Ce choc salarial consiste en une hausse de 1 % des salaires par tête par rapport à l'évolution suggérée par l'équation et les déterminants habituels. La hausse des salaires se diffuse très rapidement dans les prix de valeur ajoutée et les prix de consommation. Le renchérissement du coût du travail est défavorable à l'emploi. La baisse d'activité est conséquente à très court terme. La réduction du PIB en fin de deuxième année se monte à 0,5 point de PIB. Toutes les composantes de la demande connaissent des diminutions plus sévères au bout de quelques années. La hausse du chômage et la déprime de la demande viennent progressivement limiter la spirale inflationniste.

À long terme, le choc n'a pas d'impact sur l'économie.

Hausse de 1 % de l'efficacité du travail

À court terme, la demande en volume n'étant que peu affectée par l'efficacité du travail, la meilleure productivité des travailleurs se traduit par un léger recul de l'emploi. L'impact sur le PIB est à peine positif la première année. Par la suite, la baisse des coûts salariaux unitaires est répercutée par les entreprises sur leur prix de vente. La hausse de l'efficacité devient alors nettement expansionniste au bout de 3 ou 4 ans : le pouvoir d'achat du revenu des ménages, pénalisé par le recul de l'emploi à court terme, bénéficie *in fine* de la hausse progressive du salaire réel.

À long terme, le choc de productivité de long terme du travail en tant que tel n'affecte pas le niveau du chômage structurel. L'activité augmente finalement de 1 point et les gains de productivité sont récupérés par les salariés sous forme de salaire réel.

Hausse de 1 % de la population active

À court terme, la hausse de la population active se répercute presque totalement sur le taux de chômage qui progresse d'environ 1 point. La consommation est déprimée par la hausse soudaine du chômage et l'emploi se dégrade. Les salaires subissent, en outre, des pressions à la baisse qui se répandent rapidement aux prix de la valeur ajoutée et aux prix de consommation. À mesure que le salaire réel s'améliore, l'emploi se redresse, entraînant la consommation et l'activité. À la fin de la deuxième année, le PIB est près d'un demi-point plus élevé que son niveau de référence.

À long terme, la hausse de la population active n'affecte pas le taux de chômage. L'augmentation du potentiel d'offre est de près de 1 point de PIB à cet horizon.

Chocs financiers

Dépréciation de 10 % du taux de change nominal

Cette variante constitue un choc purement nominal dont les effets à long terme sont neutres sur l'économie réelle. Les prix s'indexent proportionnellement de façon à laisser inchangé *in fine* le taux de change réel.

À court terme, la dépréciation du taux de change nominal améliore la compétitivité des producteurs européens sur le marché intérieur comme sur les marchés à l'exportation. La balance des biens et services suit une courbe en « J » : la détérioration des termes de l'échange induit, à court terme, une dégradation du solde qui s'améliore ensuite progressivement sous l'effet des gains de compétitivité-prix. La consommation réagit positivement à la dépréciation en dépit de l'inflation importée : les comportements d'indexation limitant la baisse du salaire réel (mesuré par rapport aux prix à la consommation), la hausse de l'emploi vient soutenir le revenu disponible des ménages. Au total, l'impact de la dépréciation sur l'activité se monte à moins de 1 point de PIB sur les deux premières années.

La diffusion de l'inflation importée dans la boucle prix-salaires vient ensuite limiter l'effet de « report de demande » induit par la dépréciation. Au bout d'une dizaine d'années, la convergence nominale est quasiment achevée et les volumes retrouvent leur niveau de référence.

Hausse de 100 points de base des taux d'intérêt nominaux

Cette variante correspond à une hausse de 100 points de base des taux d'intérêt nominaux de court et long terme.

L'augmentation des taux a un effet dépressif sur la demande. Les prix étant relativement rigides à court terme, la consommation et l'investissement subissent initialement l'augmentation des taux réels. Le PIB recule ainsi de près de deux tiers de point de PIB au bout de deux ans.

La baisse des taux d'utilisation des capacités de production et la hausse du chômage entraînent une diminution des prix de valeur ajoutée et des salaires. Par suite, une spirale déflationniste s'enclenche. À la fin de la deuxième année, les prix à la consommation diminuent de 0,4 point.

À long terme, le potentiel d'offre est amoindri par la baisse de l'intensité capitalistique d'équilibre. L'augmentation du coût réel du capital conduit, via la frontière des prix des facteurs, à une baisse du salaire réel à cet horizon. Ainsi, le PIB se dégrade de 0,8 point environ tandis que le chômage revient à son niveau d'équilibre.

Règles de politique monétaire et taux de change nominal endogène

En modélisation macroéconomique appliquée, le comportement de la Banque centrale est généralement décrit par une fonction de réaction reliant le taux d'intérêt nominal de court terme aux objectifs économiques de l'autorité monétaire. Un premier exemple de fonction de réaction est la règle de Taylor :

$$i_t = \bar{r} + \pi_t + 0,5(\pi_t - \bar{\pi}) + 0,5(y_t - \bar{y}_t) \text{ (Taylor)}$$

Elle suppose que le taux d'intérêt réel s'ajuste aux déviations de l'inflation par rapport à son sentier stationnaire et au creusement de l'*output gap*. Lorsque l'activité est à son potentiel et que l'inflation est stabilisée, le taux d'intérêt réel est égal au taux réel neutre de l'économie.

À titre illustratif, on peut également utiliser des règles estimées sur les données agrégées de la zone euro et publiées dans un document de travail de la BCE (Gerdesmeier et Roffia, 2003). Afin de rendre la fonction de réaction de la Banque centrale plus réaliste, les spécifications éco-

nométriques incorporent un terme de retard sur l'instrument et des anticipations sur les objectifs. Dans les simulations, on a donc retenu deux règles supplémentaires données par :

$$i_t = (1 - 0,85) \left[\bar{r} + \pi_t + (\pi_t - \bar{\pi}) + 0,3(y_t - \bar{y}_t) \right] + 0,85i_{t-1} \text{ (Taylor inertie)}$$

$$i_t = (1 - 0,9) \left[\bar{r} + E_t \pi_{t+2} + 0,5 \left(E_t \pi_{t+2} - \bar{\pi} \right) + 0,5(y_t - \bar{y}_t) \right] + 0,9 i_{t-1} \text{ (Taylor anticipée)}$$

Les diverses fonctions de réaction supposent que l'instrument de l'autorité monétaire est le taux d'intérêt interbancaire à trois mois. Toutefois, c'est bien l'ensemble de la courbe des taux qui affecte l'économie réelle. Aussi, des hypothèses doivent être faites sur la diffusion des impulsions monétaires sur la partie longue de la courbe. La structure par terme des taux d'intérêt suggérerait de décrire les taux longs comme la somme des taux courts anticipés (à une prime de risque près). Cela permettrait d'enrichir le bloc financier du modèle. On a pourtant préféré l'hypothèse d'une répercussion complète des taux courts sur les taux longs car il est économétriquement difficile de mettre en évidence avec robustesse des canaux de transmission différenciés de ces deux variables sur les grands agrégats économiques.

Enfin, le taux de change nominal est déterminé par la parité des taux d'intérêt non couverte :

$$E_t(e_{t+1} - e_t) = i_t - i_t^*$$

Une hausse relative du taux d'intérêt européen laisse anticiper une dépréciation du taux de change afin de compenser les détenteurs d'actifs étrangers d'un moindre rendement nominal. Les justifications empiriques de cette relation sont certes très controversées. Toutefois, elle représente une description analytique du comportement du taux de change nominal qui illustre l'importance des anticipations dans la détermination des fluctuations de court terme.

Trois jeux de simulations illustratives ont été réalisés sous ces hypothèses. On a considéré l'effet d'une hausse temporaire de la productivité globale des facteurs (PGF) (choc d'offre), de la demande mondiale (choc de demande) et des taux d'intérêt nominaux (choc financier).

Réponse du taux de change nominal

Dans le modèle, le rôle du taux de change nominal est de faciliter un ajustement des prix relatifs conduisant à une inflation stable et à un sentier de demande proche du potentiel. Les chocs appellent une réponse des termes de l'échange et de la compétitivité des produits nationaux. Si les prix étaient complètement flexibles, ces trajectoires pourraient être décrites par les prix nationaux et le taux de change resterait constant. Toutefois, la rigidité des prix et l'arbitrage inflation/chômage à court terme rendent coûteux l'ajustement par les inflations nationales. Ainsi, une politique monétaire adaptée consisterait à maintenir le niveau des prix, fermer complètement l'*output gap* et laisser au taux de change nominal l'ajustement requis des prix relatifs.

Une hausse de la PGF implique, dans une économie flexible, une hausse de potentiel et une dépréciation du taux de change réel, la baisse relative du prix des biens nationaux permettant à l'économie d'atteindre son potentiel. On obtient effectivement une dépréciation du taux de change nominal à court terme, ce qui permet d'améliorer la compétitivité et de soutenir la demande tout en limitant le ralentissement de l'inflation. Dans le cas d'une hausse temporaire de la demande mondiale, le choc appelle, dans une économie à prix flexibles, une dégradation de la compétitivité-prix qui est, pour une partie, obtenue par une appréciation du taux de change nominal.

Une deuxième propriété des réactions du taux de change est l'« *overshooting* » : le taux de change nominal sur-ajuste à court terme son niveau de long terme. Théoriquement, cet effet n'est pas systématiquement obtenu mais l'aptitude du modèle à en rendre compte est relativement satisfaisante. Ainsi, on observe qu'une baisse temporaire des taux d'intérêt entraîne une forte dépréciation du taux de change à l'impact puis une appréciation progressive.

Propriétés stabilisatrices des différentes fonctions de réaction

Avec des règles de Taylor, l'inflation est stationnaire et les prix sont intégrés d'ordre 1 : les chocs temporaires n'ont pas d'effet durable sur l'inflation et sur les prix relatifs mais affectent le niveau des prix à long terme. C'est pourquoi il est indispensable de réécrire le modèle en volume, prix relatifs et taux d'inflation, pour le

simuler en anticipations rationnelles. En outre, le partage entre l'ajustement du change et des différentiels d'inflation ne peut être déterminé *a priori*.

La comparaison de l'impact macroéconomique des chocs suivant les différentes fonctions de réactions appelle plusieurs types de remarques. Tout d'abord, l'ampleur de la stabilisation conjoncturelle procurée par les règles de Taylor usuelles est relativement modeste. Sur l'inflation et l'activité, l'amortissement des effets des chocs de PGF ou de demande mondiale ne dépasse pas les 30 %. Cette propriété tient aux spécifications des fonctions de réaction et ne présage en rien du potentiel de stabilisation des politiques « optimales ». En outre, l'inertie dans l'ajustement de l'instrument de la Banque centrale dégrade l'efficacité de la stabilisation monétaire. Un terme autorégressif dans la fonction de réaction n'est vraisemblablement pas une caractéristique de la règle optimale dans le modèle. Enfin, l'anticipation de l'inflation par la Banque centrale conduit à un ajustement monétaire moins heurté et entraîne une volatilité moindre des agrégats macroéconomiques.

*
* *

Le modèle présenté constitue une base, déjà suffisamment riche pour la prévision et l'analyse économique au niveau de la zone euro. Les relativement bonnes performances en prévision permettent d'envisager une utilisation opérationnelle du modèle, tel qu'il est exposé dans la note de conjoncture de l'Insee de mars 2003, avec l'objectif de compléter les instruments existants pour la prévision zone euro. Par ailleurs, les bonnes propriétés variantielles du modèle autorisent aussi une utilisation pour l'étude de scénarios contrefactuels et de scénarios de politique économique.

Néanmoins, un certain nombre de pistes d'extension peuvent d'ores et déjà être envisagées comme l'amélioration d'un bloc d'échanges extérieurs séparant les biens et les services lorsque des données sur les échanges de services, au sens de la comptabilité nationale notamment, seront rendues disponibles par Eurostat. La prise en compte d'effets financiers plus développés, par exemple un effet richesse pour la consommation des ménages, ferait également progresser le modèle. Ceci nécessiterait, cependant, de disposer d'une série de patrimoine des ménages, ce qui n'est pas encore le cas aujourd'hui. □

Les auteurs remercient Gilbert Cette, Jean-Paul Depecker, Eric Dubois, Stéphane Grégoir, Jérôme Henry, Guy Laroque, Selma Mahfouz, Guy de Monchy, Pierre Morin, Jean-Louis Nakamura, Jean-Luc Tavernier et Jean-Pierre Villetelle, pour leurs remarques tout au long de ce travail ainsi que les participants aux différents séminaires de la Direction de la Prévision, de l'Insee et de la Banque de France pour leurs nombreux commentaires. Les erreurs qui pourraient demeurer relèvent de la seule responsabilité des auteurs.

BIBLIOGRAPHIE

Allard-Prigent C., Audenis C., Berger K., Carnot N., Duchêne S. et Pesin F. (2001), « Présentation du modèle Mesange », document de travail, Direction de la Prévision, mai 2002.

Angeloni I., Kashyap A., Mojon B. et Tarlizzese D. (2002), « Monetary Transmission in the Euro Area: Where do we Stand? », BCE, document de travail, n° 114.

Beffy P.-O., Bonnet X., Darracq-Paries M. et Monfort B. (2003), « L'apport d'un modèle macroéconométrique pour l'analyse conjoncturelle de la zone euro », Note de conjoncture de l'Insee, mars 2003.

Bonnet X. et Mahfouz S. (1996), « The Influence of Different Specifications of the Wage-Price Spiral on the Measure of the Nairu: The Case of France », document de travail, n° G9612, Insee.

Bonnet X. et Dubois É. (1995), « Peut-on comprendre la hausse imprévue du taux d'épargne des ménages depuis 1990 ? », *Économie et Prévision*, n° 121, 1995-5, pp. 39-58.

Buffeteau S. et Mora V. (2000), « La prévision des comptes de la zone euro à partir des enquêtes de conjoncture », Note de conjoncture de l'Insee, décembre 2000.

Carnot N. (2001), « The Model Manège », document de travail, Direction de la Prévision, juin 2001.

Chow G. et Lin A. (1976), « Best Linear Unbiased Estimation of Missing Observations in an Economic Time Series », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 71, n° 355, pp. 719-721.

Darracq-Paries M. (2002), « Origines et conséquence des incertitudes pesant sur le solde commercial de la zone euro », *Économie et Prévision*, n° 152-153, pp. 215-230.

Dreger Ch. (2002), « A Macroeconometric Model for the Euro Economy », document de travail, Institut de recherche économique, Halle.

Fagan G., Henry J. et Mestre R. (2001), « An Area-Wide Model (AWM) for the Euro Area », BCE, document de travail, n° 42.

Gerdesmeier D. et Roffia B. (2003), « Empirical Estimates of Reaction Functions for the Euro Area », BCE, document de travail, n° 206.

Kmenta J. (1967), « On estimation of the CES Production Function », *International Economic Review*, n° 8, pp. 180-189.

Morin P. (1988), « Une analyse du processus de désinflation », *Économie et Prévision*, n° 82, 1998.

Rae D. et Turner D. (2001), « A Small Global Forecasting Model », document de travail, n° 286, OCDE.

PRÉSENTATION DES VARIABLES ET DE LEUR SOURCE

On utilise les notations et les conventions usuelles pour la définition des variables. En particulier, les noms en minuscule représente, sauf exception, des logarithmes. La plupart des agrégats et en particulier les composants du PIB sont en volume.

Symbole	Nom	Source
<i>c</i>	Consommation des ménages	Eurostat
<i>csu</i>	Coût salarial unitaire (index)	Eurostat
δ	Taux de déclassement du capital	Constant, calculé à partir d'Eurostat
<i>df</i>	Demande finale	Calculée
<i>dihs</i>	Demande interne hors stocks	Calculée
<i>e</i>	Taux de change	Eurostat
<i>G</i>	Consommation publique (niveau)	Eurostat
<i>rdb</i>	Revenu disponible brut en valeur	Calculé à partir d'Eurostat (cf. annexe 4)
<i>pgf</i>	Productivité général des facteurs	Calculée
<i>i</i>	Investissement	Eurostat
<i>k</i>	Capital	Calculé à partir Eurostat
<i>l</i>	Emploi	Eurostat
<i>ls</i>	Population active	Eurostat
<i>m</i>	Importations en biens	Eurostat
<i>p</i>	Prix de la valeur ajoutée	Eurostat
<i>p\$*</i>	Prix des exportations étrangères	Calculés
<i>pc</i>	Prix de la consommation	Eurostat
<i>pi</i>	Prix de l'investissement	Eurostat
<i>pm</i>	Prix des importations en biens	Eurostat
<i>pmhe</i>	Prix des importations hors énergie	Calculés
<i>pop1564</i>	Population en âge de travailler	Eurostat
<i>px</i>	Prix des exportations en biens	Eurostat
<i>r10a</i>	Taux d'intérêt à long terme (point)	Banque centrale européenne, <i>Bulletin de la BCE</i>
<i>r3m</i>	Taux d'intérêt à court terme (point)	Banque centrale européenne, <i>Bulletin de la BCE</i>
ΔS	Variations de stocks (niveau)	Eurostat
<i>t</i>	Trend, égal à 1990 en T1 1990	
<i>tuc</i>	Taux d'utilisation des capacités (index)	Eurostat
TAXE	TVA	Calculée en utilisant des données Eurostat
<i>u</i>	Taux de chômage (%)	Eurostat
<i>u*</i>	Nairu	Calculé
<i>w</i>	Salaires	Eurostat
<i>dm*</i>	Demande mondiale	Calculée
<i>wedge</i>	Coin fiscal-social (index)	Calculé à partir d'Eurostat.
<i>x</i>	Exportations en biens	Eurostat
<i>y</i>	Valeur ajoutée	Eurostat

ÉQUATIONS ÉCONOMÉTRIQUES DU MODÈLE

Consommation

$$\begin{aligned} \Delta c = & -0,20.(c - (rdb - pc))_{-1} - 0,14.(r10a - \Delta_4 pc)_{-1} & R^2 = 77\% \\ & (-2,36) & (2,04) & \sigma = 0,30\% \\ & - 0,13.\Delta_4 pc_{-1} + 0,90 - 0,010.(dum93q1 - dum92q4) - 0,29.\Delta c_{-1} & (-2,26) \\ & (-1,89) & (2,38) & DW(0) = 2,23 \\ & + 0,36.\Delta(rdb - pc) - 0,17.\Delta(r10a - \Delta_4 pc)/100 - 1,36.\Delta u & (-2,23) \\ & (2,39) & (-1,80) & 1992q3 - 2000q4 \\ c^* = & rdb - pc - 0,70.(r10a - \Delta_4 pc)/100 - 0,65.\Delta_4 pc \end{aligned}$$

Variations de stocks

$$\begin{aligned} \frac{\Delta S}{(C + I + G + X)_{-1}} = & 0,41.\left(\frac{\Delta S}{(C + I + G + X)_{-1}}\right)_{-1} & R^2(\text{ajusté}) = 57\% \\ & (2,98) & \sigma = 0,22\% \\ & + 0,19.\left(\frac{\Delta S}{(C + I + G + X)_{-1}}\right)_{-2} & DW(0) = 1,43 \\ & (1,37) & 1992q1 - 2000q4 \\ & + 0,14.\Delta \ln(C + I + G + X)_{-1} & (3,00) \\ (\Delta S)^* = & 0,32.\Delta(C + I + G + X) \end{aligned}$$

Exportations de biens (extra zone)

$$\begin{aligned} \Delta x = & -1,04.(x - dm^*)_{-1} + 0,23.(p\$^* - e - px)_{-1} + 54,8 & R^2 = 79\% \\ & (-7,46) & (2,67) & (7,87) & \sigma = 1,39\% \\ & + 0,98.\Delta dm^* - 0,023.t + 0,63.Dum_{t \geq 95q1} & (4,46) & (-6,62) & (5,22) & DW(0) = 1,98 \\ x = & dm^* + 0,22.(p\$^* - e - px) - 2,2\%.t & 1992q1 - 2000q4 \end{aligned}$$

Importations de biens (extra zone)

$$\begin{aligned} \Delta m = & -0,15.(m - df)_{-1} - 0,06.(pm - p)_{-1} - 16,46 & R^2 = 76\% \\ & (-2,25) & (-1,44) & (-2,66) & \sigma = 1,46\% \\ & + 1,94.\Delta dihs + 0,66.\Delta dihs_{-1} + 0,008.t + 0,49.\Delta x + 0,23.\Delta x_{-1} & (4,55) & (1,61) & (2,66) & (5,07) & (2,35) & DW(0) = 2,21 \\ & - 0,49.\Delta(pm - p) & (-4,21) & 1991q4 - 2001q3 \\ m = & df - 0,41.(pm - p) + 5\%.t \end{aligned}$$

Investissement

$$\begin{aligned} \Delta i = & -0,18.(i - y)_{-1} - 0,22.(r10 - \Delta_4 pi + \delta)_{-1} - 0,26 + 2,36.\Delta y & R^2 = 69\% \\ & (-2,36) & (-1,69) & (-2,42) & (5,07) & \sigma = 0,85\% \\ & i^* = y - 1,18.(r10 - \Delta_4 pi + \delta) & DW(0) = 2,6 & 1992q3 - 2000q4 \end{aligned}$$

Emploi

$\Delta l = -0,080 \cdot (l - (y - (w - p)))_{-1} + 0,14$ <p style="text-align: center;">(-3,39) (3,39)</p> $+ 0,33 \Delta l_{-1} + 0,17 \Delta y + 0,07 \Delta y_{-1} - 0,13 \Delta (w - p)$ <p style="text-align: center;">(2,50) (4,92) (1,90) (-3,47)</p> $l^* = y - (w - p)$	$R^2 = 94\%$ $\sigma = 0,08\%$ $DW(0) = 1,89$ 1991q4 – 2001q3
---	--

Population active

$\Delta ls = -0,32 \cdot (ls - l)_{-1} + 0,22 \cdot (pop1564 - l)_{-1} + 0,08\% \cdot t - 1,76$ <p style="text-align: center;">(-3,89) (3,72) (3,73) (-3,73)</p> $+ 0,52 \cdot \Delta ls_{-1} + 0,72 \cdot \Delta l - 0,55 \cdot \Delta l_{-1}$ <p style="text-align: center;">(4,28) (6,24) (5,54)</p> $ls = 0,30 \cdot l + 0,70 \cdot pop1564$	$R^2 = 78\%$ $\sigma = 0,05\%$ $DW(0) = 2,42$ 1992q1 – 2000q4
--	--

TUC

$\Delta tuc = -0,32 \cdot (tuc - (y - k))_{-1} + 2,26$ <p style="text-align: center;">(-3,90) (3,90)</p> $+ 0,21 \cdot \Delta tuc_{-1} + 0,23 \cdot \Delta tuc_{-2}$ <p style="text-align: center;">(1,50) (1,64)</p> $+ 0,49 \cdot \Delta tuc^* + 0,39 \cdot \Delta tuc_{-1} + 0,76 \cdot \Delta tuc_{-2}$ <p style="text-align: center;">(1,77) (1,29) (2,43)</p> $tuc^* = y - k$	$R^2 = 67\%$ $\sigma = 0,69\%$ $DW(0) = 2,42$ 1992q1 – 2000q4
---	--

Prix de valeur ajoutée

$\Delta p = -0,12 \cdot (p - (w - pgf / \alpha) - \frac{1 - \alpha}{\alpha} tuc)_{-1} + 2,98$ <p style="text-align: center;">(-3,59) (3,59)</p> $+ 0,54 \cdot \Delta w - 0,02 \cdot \Delta pm$ <p style="text-align: center;">(5,03) (-1,54)</p> $p^* = w - pgf / \alpha + \frac{1 - \alpha}{\alpha} \cdot tuc$	$R^2 = 73\%$ $\sigma = 0,18\%$ $DW(0) = 1,78$ 1994q1 – 2001q3
---	--

Remarque : non contrainte pour le coefficient du TUC, l'équation estimée est la suivante :

$\Delta p = -0,13 \cdot (p - (w - pgf / \alpha))_{-1} + 0,08 \cdot tuc_{-1} + 3,26$ <p style="text-align: center;">(-3,51) (3,02) (3,43)</p> $+ 0,55 \cdot \Delta w - 0,02 \cdot \Delta pm$ <p style="text-align: center;">(4,98) (-1,44)</p> $p^* = w - pgf / \alpha + 0,57 \cdot tuc$	$R^2 = 73\%$ $\sigma = 0,22\%$ $DW(0) = 1,80$ 1994q1 – 2000q4
---	--

L'hypothèse que le coefficient du TUC puisse être contraint à $(1 - \alpha) / \alpha = 0,66$ n'est pas rejetée par les données.

Salaires (super bruts) : cas 1 (Phillips)

$\Delta w = -0,0016 \cdot u + 0,018 + 0,68 \cdot \Delta pc + \left(1 - 0,68 \right) \cdot \Delta pc$ <p style="text-align: center;">(-2,44) (2,64) (3,54) (c)</p>	$R^2 = 34\%$ $\sigma = 0,39\%$ $DW(0) = 1,69$ 1992q1 – 2000q4
--	--

Salaires (super bruts) : cas 2 (WS)

$$\Delta w = -0,27 \cdot (w - (\text{wedge} + pc + \text{pgf} / \alpha))_{-1} - 0,28 \cdot u_{-1} + 0,96$$

(-3,13)
(-4,28)
(2,11)

$$+ 0,95 \cdot \Delta pc - 0,0041 \cdot t$$

(4,86)
(-3,45)

$$w^* = \text{wedge} + pc + \text{pgf} / \alpha - 1,0 \cdot u$$

$R^2 = 63\%$
 $\sigma = 0,35\%$
 $DW(0) = 1,78$
 1992q1 – 2000q4

Prix de consommation

$$\Delta pc = -0,86 \cdot (pc - (\ln(1 + \text{TAXE}) + p))_{-1} + 0,049 \cdot (pm - p)_{-1} - 0,09$$

(-4,68)
(4,29)
(-4,71)

$$+ 1 \cdot \Delta \ln(1 + \text{TAXE}) + 0,96 \cdot \Delta p - 0,21 \cdot \Delta p_{-1} + 0,06 \cdot \Delta pm$$

(c)
(12,47)
(-2,73)
(9,92)

$$pc = \ln(1 + \text{TAXE}) + 0,94 \cdot p + 0,06 \cdot pm$$

$R^2 = 96\%$
 $\sigma = 0,07\%$
 $DW(0) = 2,08$
 1996q2 – 2000q4

Prix d'exportation (extra zone)

$$\Delta px = -0,23 \cdot (px - 0,70 \cdot csu - 0,30 \cdot (p\$^* - e))_{-1} - 5,17$$

(-2,16)
(-2,36)

$$+ 0,27 \cdot \Delta px_{-1} + 0,29 \cdot \Delta px_{-2} + 0,18 \cdot t \cdot \Delta (p\$^* - e) - 0,11 \cdot \Delta (p\$^* - e)_{-1}$$

(1,61)
(2,36)
(4,53)
(-1,91)

(4,81)
(4,81)

$$+ 0,0030 \cdot t$$

(2,36)

$$px = 0,70 \cdot csu + 0,30 \cdot (p\$^* - e)$$

$R^2 = 59\%$
 $\sigma = 0,64\%$
 $DW(0) = 2,25$
 1992q1 – 2000q4

Prix d'importations hors énergie

$$\Delta pmhe = -0,31 \cdot (pmhe - p)_{-1} + 0,44 \cdot (p\$^* - e - p)_{-1} - 0,08$$

(-3,79)
(-3,91)
(-3,60)

$$+ 0,40 \cdot \Delta (p\$^* - e)$$

(5,66)

$$pmhe = 0,3p + 0,7(p\$^* - e)$$

$R^2 = 55\%$
 $\sigma = 1,54\%$
 $DW(0) = 1,4$
 1991q2 – 2001q4

Prix d'investissement

$$\Delta pi = -0,061 \cdot (pi - p) + 0,009 \cdot (pm - p)_{-1} - 0,00$$

(-1,86)
(1,41)
(-0,55)

$$+ 0,70 \cdot \Delta p + 0,17 \cdot \Delta p_{-1} + 0,06 \cdot \Delta pm$$

(5,59)
(1,54)
(3,67)

$$pi = 0,85 \cdot p + 0,15 \cdot pm$$

$R^2 = 64\%$
 $\sigma = 2,15\%$
 $DW(0) = 2,18$
 1992q1 – 2000q4

Taux d'intérêt à 10 ans

$$\Delta r10a = -0,29 \cdot (r10a - r3m)_{-1} - 0,25 \cdot (r3m - \Delta_4 pc)_{-1} + 0,13 \cdot \frac{\text{Deficit}_{-1}}{\text{PIB}_{-1}}$$

(-3,65)
(-4,36)
(3,17)

$$+ 0,60 \cdot \Delta r10a_{-1} + 0,19 \cdot \Delta r3m + 0,40 \cdot \Delta pc + 0,73$$

(4,07)
(1,26)
(2,86)
(3,24)

$$r10a = 0,14 \cdot r3m + 0,86 \Delta_4 pc + 0,45 \cdot \frac{\text{Deficit}}{\text{PIB}}$$

$R^2 = 65\%$
 $\sigma = 0,30$
 $DW(0) = 1,98$
 1992q3 – 2000q4

Statistiques de test pour les équations du modèle

	c	dS	x	m	i	l	ls	tuc	p	w	pc	px	pm	pi	r10a
Période d'estimation															
Début	1992T3	1992T1	1992T1	1991T4	1992T3	1991T4	1992T1	1992T1	1994T1	1992T1	1996T2	1992T1	1991T2	1992T1	1992T3
Fin	2000T4	2000T4	2000T4	2001T3	2000T4	2001T3	2000T4	2000T4	2000T4	2000T4	2000T4	2000T4	2001T3	2000T4	2000T4
Test de normalité (Bera-Jarque)															
Statistique du test	4.56	1.75	1.77	5.73	1.48	4.37	3.91	1.72	0.07	9.50	3.07	1.88	24.60	3.99	3.55
Niveau d'acceptation	0.10	0.42	0.41	0.06	0.48	0.11	0.14	0.42	0.97	0.01	0.22	0.39	0.00	0.14	0.17
Tests d'autocorrélation															
Multiplicateur de Lagrange															
Statistique du test	2.75	1.29	0.18	2.63	1.32	1.44	1.82	1.99	0.40	0.81	1.02	0.50	2.13	2.03	0.26
Niveau d'acceptation	0.06	0.30	0.94	0.06	0.29	0.24	0.16	0.13	0.81	0.53	0.44	0.73	0.10	0.12	0.90
Test du chi2															
Statistique du test	11.69	5.44	0.99	11.22	5.74	6.45	8.12	8.71	2.06	3.62	5.50	2.68	8.21	8.57	1.49
Niveau d'acceptation	0.02	0.25	0.91	0.02	0.22	0.17	0.09	0.07	0.72	0.46	0.24	0.61	0.08	0.07	0.83
Test d'échec prédictif															
Statistique du test	17.14	5.09	6.33	-	1.81	-	55.37	1.57	5.44	3.50	4.13	2.31	-	1.29	0.77
Niveau d'acceptation	0.00	0.08	0.04	-	0.18	-	0.00	0.46	0.07	0.17	0.13	0.32	-	0.52	0.68
Test d'hétéroscédasticité (ARCH)															
Statistique du test	0.49	1.13	0.24	0.20	0.76	0.37	0.38	0.15	2.72	0.48	0.50	0.25	0.28	1.56	0.77
Niveau d'acceptation	0.75	0.37	0.91	0.94	0.57	0.82	0.82	0.96	0.08	0.75	0.75	0.90	0.89	0.23	0.56
Test d'hétéroscédasticité (Spanos)															
Statistique du test	0.76	4.37	0.01	3.93	0.08	0.12	1.59	0.21	0.63	3.10	1.74	0.09	0.01	0.85	0.00
Niveau d'acceptation	0.39	0.04	0.92	0.06	0.78	0.74	0.22	0.65	0.44	0.09	0.21	0.76	0.94	0.37	0.98
Test de stationnarité (ADF)															
Statistique du test	-2.36	-	-3.36**	-3.15**	-3.4**	-1.15	-2.36*	-2.90*	-2.89*	-	-1.49	-2.64*	-3.06**	-2.24	-5.15**

Note: Les tests de Bera-Jarque sont satisfaisants sauf pour les salaires (forte sur estimation en fin de période) et le prix des importations (sous estimation en fin de période).

Les tests d'échec prédictifs sont réalisés pour les derniers trois trimestres. Ils sont rejetés pour la consommation et la population active en raison d'un résidu très fort respectivement en 2000T3 et 2000T2.

Le test ADF est réalisé sur les résidus de l'équation de long-terme, calculés à partir des coefficients obtenues par estimation en une étape. On indique * (**) si l'hypothèse de racine unitaire est rejetée à 10% (respectivement à 5%). Pour un échantillon de 35 points environ et avec un terme autoregressif, le seuil est de -2.61 (-2.94).

CAHIER DE VARIANTES AVEC SPÉCIFICATION PHILLIPS

Les tableaux ci-dessous présentent, à un horizon donné (en trimestres), le pourcentage d'écart entre la variante analytique et le compte central.

A1 – Hausse de la consommation publique de 1 % du PIB

	Trimestres							Long terme
	1	2	3	4	8	12	20	
PIB	0,89	0,83	0,82	0,93	0,91	0,79	0,53	0,00
Consommation	0,26	0,36	0,50	0,61	0,55	0,37	0,25	1,28
Investissement	2,10	1,74	1,55	1,68	1,18	0,78	0,32	0,00
Exportations	0,00	0,00	0,03	0,04	- 0,02	- 0,28	- 0,62	- 2,12
Importations	3,09	4,38	4,04	3,96	2,99	2,22	2,26	5,98
Variation des stocks (en point de PIB)	0,00	0,23	0,09	0,09	0,02	- 0,01	- 0,01	0,00
Prix de la valeur ajoutée	0,00	0,07	0,23	0,51	1,70	2,59	4,21	14,44
Prix à la consommation	0,00	0,06	0,20	0,43	1,49	2,30	3,77	12,99
Salaires	0,01	0,07	0,21	0,47	1,79	2,91	4,76	14,45
Coûts salariaux unitaires	- 0,73	- 0,45	- 0,21	0,02	1,55	2,74	4,50	14,44
Taux de chômage (en point)	- 0,04	- 0,12	- 0,22	- 0,30	- 0,45	- 0,40	- 0,17	0,00
Emplois	0,15	0,30	0,40	0,48	0,67	0,62	0,28	0,00
Population active	0,10	0,17	0,16	0,15	0,18	0,18	0,04	0,00
Solde des biens et services (en point de PIB)	- 0,71	- 1,02	- 0,95	- 0,94	- 0,69	- 0,39	- 0,26	- 0,60

A2 – Hausse de 1 point du taux d'imposition sur le revenu

	Trimestres							Long terme
	1	2	3	4	8	12	20	
PIB	- 0,22	- 0,23	- 0,29	- 0,36	- 0,49	- 0,51	- 0,42	0,00
Consommation	- 0,48	- 0,54	- 0,73	- 0,86	- 1,19	- 1,29	- 1,32	- 1,99
Investissement	- 0,52	- 0,48	- 0,59	- 0,69	- 0,75	- 0,64	- 0,37	0,00
Exportations	0,00	0,00	- 0,01	- 0,01	- 0,01	0,09	0,31	1,45
Importations	- 0,76	- 1,13	- 1,31	- 1,52	- 1,78	- 1,63	- 1,51	- 3,81
Variation des stocks (en point de PIB)	0,00	- 0,06	- 0,03	- 0,04	- 0,03	- 0,01	0,00	0,00
Prix de la valeur ajoutée	0,00	- 0,02	- 0,06	- 0,14	- 0,62	- 1,15	- 2,19	- 8,66
Prix à la consommation	0,00	- 0,02	- 0,05	- 0,12	- 0,54	- 1,02	- 1,96	- 7,87
Salaires	0,00	- 0,02	- 0,06	- 0,13	- 0,63	- 1,26	- 2,46	- 8,66
Coûts salariaux unitaires	0,18	0,13	0,12	0,07	- 0,45	- 1,12	- 2,31	- 8,66
Taux de chômage (en point)	0,01	0,03	0,06	0,09	0,20	0,23	0,17	0,00
Emplois	- 0,04	- 0,08	- 0,12	- 0,16	- 0,31	- 0,37	- 0,27	0,00
Population active	- 0,03	- 0,05	- 0,05	- 0,06	- 0,09	- 0,11	- 0,06	0,00
Solde des biens et services (en point de PIB)	0,18	0,27	0,31	0,36	0,43	0,36	0,23	0,43

A3 – Hausse de 1 % de la demande mondiale

	Trimestres							Long terme
	1	2	3	4	8	12	20	
PIB	0,19	0,16	0,18	0,22	0,26	0,25	0,18	0,00
Consommation	0,06	0,07	0,11	0,14	0,16	0,13	0,09	0,41
Investissement	0,45	0,34	0,36	0,42	0,38	0,28	0,13	0,00
Exportations	0,99	1,00	1,01	1,01	1,00	0,94	0,83	0,30
Importations	0,74	1,03	0,93	0,91	0,68	0,46	0,39	1,57
Variation des stocks (en point de PIB)	0,00	0,04	0,02	0,02	0,01	0,00	0,00	0,00
Prix de la valeur ajoutée	0,00	0,02	0,05	0,11	0,40	0,67	1,18	4,44
Prix à la consommation	0,00	0,01	0,04	0,09	0,35	0,60	1,05	4,01
Salaires	0,00	0,01	0,04	0,10	0,41	0,74	1,33	4,44
Coûts salariaux unitaires	- 0,16	- 0,09	- 0,06	- 0,02	0,33	0,68	1,25	4,44
Taux de chômage (en point)	- 0,01	- 0,03	- 0,05	- 0,06	- 0,12	- 0,12	- 0,07	0,00
Emplois	0,03	0,06	0,08	0,11	0,18	0,19	0,11	0,00
Population active	0,02	0,04	0,03	0,04	0,05	0,05	0,02	0,00
Solde des biens et services (en point de PIB)	0,06	- 0,01	0,01	0,02	0,07	0,16	0,23	0,16

A4 – Hausse de 10 % du prix des matières premières (dont pétrole)

	Trimestres							Long terme
	1	2	3	4	8	12	20	
PIB	- 0,02	- 0,01	- 0,02	- 0,04	- 0,05	- 0,02	0,03	0,00
Consommation	- 0,04	- 0,07	- 0,12	- 0,17	- 0,27	- 0,23	- 0,15	- 0,13
Investissement	- 0,04	- 0,03	- 0,07	- 0,11	- 0,11	0,00	0,08	0,00
Exportations	0,00	0,00	0,00	- 0,01	- 0,04	- 0,05	- 0,03	- 0,09
Importations	- 0,06	- 0,18	- 0,31	- 0,46	- 0,69	- 0,57	- 0,48	- 0,48
Variation des stocks (en point de PIB)	0,00	0,00	0,00	- 0,01	- 0,01	0,00	0,00	0,00
Prix de la valeur ajoutée	- 0,01	0,06	0,11	0,15	0,21	0,22	0,28	0,57
Prix à la consommation	0,08	0,19	0,26	0,31	0,37	0,38	0,44	0,70
Salaires	0,05	0,15	0,24	0,28	0,32	0,28	0,28	0,57
Coûts salariaux unitaires	0,06	0,14	0,22	0,26	0,25	0,19	0,22	0,57
Taux de chômage (en point)	0,00	0,01	0,02	0,03	0,07	0,07	0,02	0,00
Emplois	- 0,01	- 0,02	- 0,04	- 0,06	- 0,11	- 0,11	- 0,03	0,00
Population active	- 0,01	- 0,01	- 0,02	- 0,02	- 0,03	- 0,03	0,00	0,00
Solde des biens et services (en point de PIB)	- 0,32	- 0,28	- 0,25	- 0,21	- 0,13	- 0,18	- 0,22	- 0,21

A5 – Hausse de 1 % des salaires *ex ante*

	Trimestres							Long terme
	1	2	3	4	8	12	20	
PIB	- 0,11	- 0,22	- 0,30	- 0,38	- 0,46	- 0,34	- 0,08	0,00
Consommation	0,00	- 0,17	- 0,34	- 0,51	- 0,65	- 0,35	0,10	0,00
Investissement	- 0,27	- 0,51	- 0,66	- 0,80	- 0,70	- 0,33	0,12	0,00
Exportations	0,00	0,00	- 0,05	- 0,12	- 0,34	- 0,27	- 0,08	0,00
Importations	0,27	0,02	- 0,33	- 0,66	- 0,69	0,16	0,76	0,00
Variation des stocks (en point de PIB)	0,00	- 0,01	- 0,03	- 0,03	- 0,02	0,01	0,02	0,00
Prix de la valeur ajoutée	0,80	1,08	1,25	1,35	1,33	1,13	0,81	0,00
Prix à la consommation	0,67	0,93	1,09	1,19	1,20	1,03	0,74	0,00
Salaires	1,46	1,84	2,00	2,08	1,86	1,37	0,68	0,00
Coûts salariaux unitaires	1,47	1,83	1,95	2,00	1,58	0,99	0,46	0,00
Taux de chômage (en point)	0,03	0,09	0,17	0,27	0,49	0,46	0,19	0,00
Emplois	- 0,10	- 0,23	- 0,35	- 0,46	- 0,74	- 0,72	- 0,30	0,00
Population active	- 0,07	- 0,13	- 0,16	- 0,17	- 0,20	- 0,21	- 0,03	0,00
Solde des biens et services (en point de PIB)	- 0,07	0,02	0,14	0,25	0,34	0,06	- 0,19	0,00

A6 – Hausse de 1 % de la productivité du travail

	Trimestres							Long terme
	1	2	3	4	8	12	20	
PIB	0,03	0,06	0,10	0,14	0,30	0,41	0,50	1,00
Consommation	0,00	0,02	0,05	0,11	0,32	0,40	0,36	- 0,12
Investissement	0,06	0,14	0,23	0,31	0,55	0,62	0,60	1,00
Exportations	0,00	0,00	0,01	0,02	0,14	0,27	0,38	1,49
Importations	- 0,07	- 0,09	- 0,07	- 0,02	0,20	0,09	- 0,39	- 2,63
Variation des stocks (en point de PIB)	0,00	0,00	0,00	0,01	0,02	0,01	0,00	0,00
Prix de la valeur ajoutée	- 0,18	- 0,39	- 0,60	- 0,79	- 1,41	- 1,86	- 2,55	- 8,87
Prix à la consommation	- 0,15	- 0,33	- 0,51	- 0,69	- 1,25	- 1,67	- 2,30	- 8,07
Salaires	- 0,11	- 0,28	- 0,46	- 0,63	- 1,21	- 1,60	- 2,14	- 7,96
Coûts salariaux unitaires	- 0,14	- 0,35	- 0,56	- 0,78	- 1,46	- 1,90	- 2,51	- 8,87
Taux de chômage (en point)	0,00	0,00	0,01	0,00	- 0,03	- 0,06	- 0,07	0,00
Emplois	- 0,01	- 0,01	- 0,01	0,00	0,05	0,10	0,12	0,00
Population active	0,00	0,00	0,00	0,00	0,02	0,03	0,03	0,00
Solde des biens et services (en point de PIB)	0,02	0,02	0,02	0,00	- 0,11	- 0,14	- 0,06	0,06

A7 – Hausse de 1 % de la population active

	Trimestres							Long terme
	1	2	3	4	8	12	20	
PIB	- 0,69	- 0,27	- 0,22	- 0,16	0,33	0,64	0,75	1,00
Consommation	- 1,52	- 0,83	- 0,82	- 0,57	0,33	0,81	0,72	- 0,12
Investissement	- 1,61	- 0,45	- 0,29	- 0,13	0,86	1,18	0,89	1,00
Exportations	0,00	0,00	- 0,01	0,00	0,23	0,49	0,51	1,48
Importations	- 2,43	- 2,25	- 1,40	- 1,03	0,69	1,06	- 0,22	- 2,62
Variation des stocks (en point de PIB)	0,00	- 0,18	0,02	- 0,02	0,05	0,04	0,00	0,00
Prix de la valeur ajoutée	- 0,13	- 0,35	- 0,63	- 0,98	- 2,01	- 2,49	- 2,92	- 8,83
Prix à la consommation	- 0,11	- 0,30	- 0,54	- 0,85	- 1,78	- 2,23	- 2,64	- 8,03
Salaires	- 0,23	- 0,56	- 0,94	- 1,38	- 2,79	- 3,41	- 3,57	- 8,84
Coûts salariaux unitaires	0,36	- 0,43	- 0,82	- 1,25	- 2,71	- 3,15	- 2,98	- 8,83
Taux de chômage (en point)	1,00	1,03	0,99	0,94	0,54	0,08	- 0,32	0,00
Emplois	- 0,10	- 0,13	- 0,09	- 0,03	0,40	0,91	1,36	1,00
Population active	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	0,00
Solde des biens et services (en point de PIB)	0,57	0,53	0,33	0,24	- 0,30	- 0,52	- 0,16	0,06

A8 – Dépréciation de 10 % du taux de change

	Trimestres							Long terme
	1	2	3	4	8	12	20	
PIB	0,59	0,99	0,89	0,82	0,42	0,26	0,25	0,00
Consommation	0,07	0,13	0,08	- 0,02	- 0,78	- 1,04	- 0,73	0,00
Investissement	1,40	2,20	1,69	1,28	0,07	- 0,02	0,25	0,00
Exportations	0,00	1,87	1,87	1,69	1,27	0,96	0,90	0,00
Importations	- 1,18	0,08	0,11	- 0,73	- 3,04	- 3,20	- 1,86	0,00
Variation des stocks (en point de PIB)	0,00	0,05	0,10	0,03	- 0,05	- 0,03	0,01	0,00
Prix de la valeur ajoutée	- 0,01	0,24	0,60	1,05	2,70	3,34	4,34	10,00
Prix à la consommation	0,26	0,72	1,17	1,66	3,27	3,91	4,84	10,00
Salaires	0,18	0,59	1,07	1,57	3,36	4,04	4,78	10,00
Coûts salariaux unitaires	- 0,34	- 0,19	0,46	1,05	3,04	3,63	4,28	10,00
Taux de chômage (en point)	- 0,02	- 0,07	- 0,15	- 0,20	- 0,10	0,10	0,14	0,00
Emplois	0,07	0,21	0,28	0,29	0,11	- 0,13	- 0,22	0,00
Population active	0,05	0,13	0,12	0,08	0,00	- 0,03	- 0,05	0,00
Solde des biens et services (en point de PIB)	- 0,42	- 0,53	- 0,48	- 0,32	0,36	0,48	0,06	0,00

A9 – Hausse de 100 points de base des taux d'intérêt nominaux

	Trimestres							Long terme
	1	2	3	4	8	12	20	
PIB	- 0,09	- 0,16	- 0,24	- 0,31	- 0,57	- 0,74	- 0,83	- 0,78
Consommation	- 0,19	- 0,29	- 0,42	- 0,54	- 0,98	- 1,28	- 1,54	- 1,50
Investissement	- 0,21	- 0,58	- 0,90	- 1,17	- 1,98	- 2,47	- 2,73	- 1,95
Exportations	0,00	0,00	0,00	- 0,01	- 0,01	0,05	0,32	0,34
Importations	- 0,31	- 0,70	- 1,05	- 1,36	- 2,18	- 2,53	- 2,63	- 1,93
Variation des stocks (en point de PIB)	0,00	- 0,02	- 0,03	- 0,04	- 0,04	- 0,03	- 0,01	0,00
Prix de la valeur ajoutée	0,00	- 0,01	- 0,03	- 0,08	- 0,50	- 1,11	- 2,52	- 2,09
Prix à la consommation	0,00	- 0,01	- 0,03	- 0,07	- 0,43	- 0,98	- 2,25	- 1,89
Salaires	0,00	- 0,01	- 0,03	- 0,07	- 0,51	- 1,22	- 2,90	- 2,86
Coûts salariaux unitaires	0,07	0,11	0,13	0,12	- 0,25	- 0,95	- 2,60	- 2,09
Taux de chômage (en point)	0,00	0,02	0,04	0,06	0,20	0,30	0,33	0,00
Emplois	- 0,01	- 0,04	- 0,08	- 0,12	- 0,32	- 0,47	- 0,53	0,00
Population active	- 0,01	- 0,03	- 0,04	- 0,05	- 0,10	- 0,14	- 0,14	0,00
Solde des biens et services (en point de PIB)	0,07	0,16	0,25	0,32	0,53	0,60	0,51	0,39

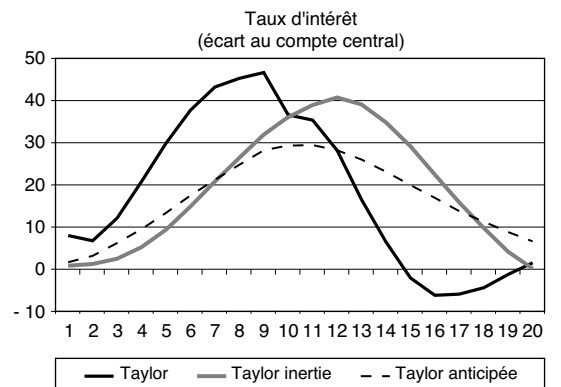
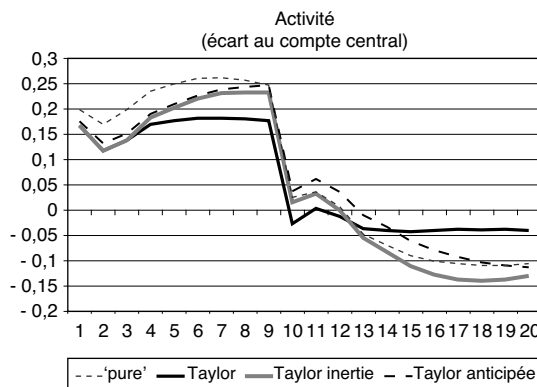
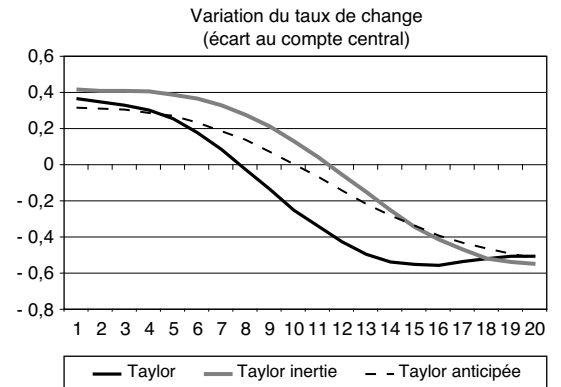
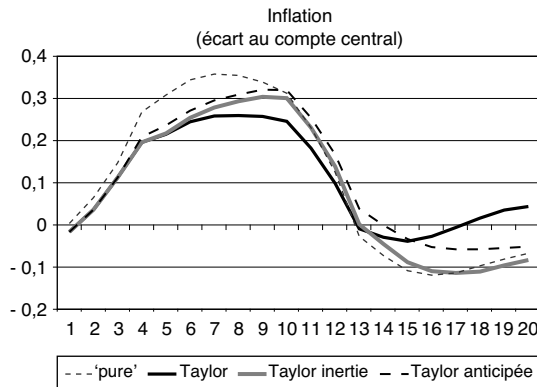
SIMULATIONS AVEC TAUX DE CHANGE NOMINAL ENDOGÈNE ET RÈGLES DE TAYLOR

Les simulations ci-dessous présentent la réponse du modèle à un horizon donné (en trimestres). Pour chaque simulation, les courbes décrivent les résultats avec le modèle avec taux de change et taux d'intérêt exogènes (simulation « pure ») et ceux avec le taux de change

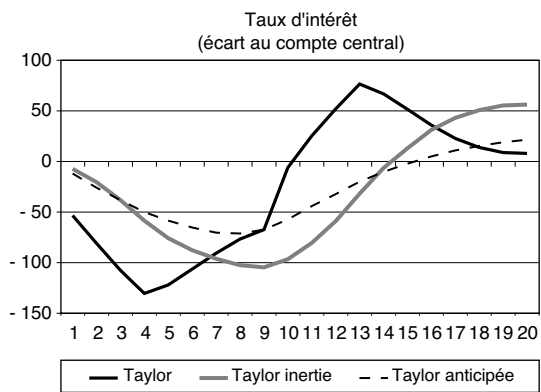
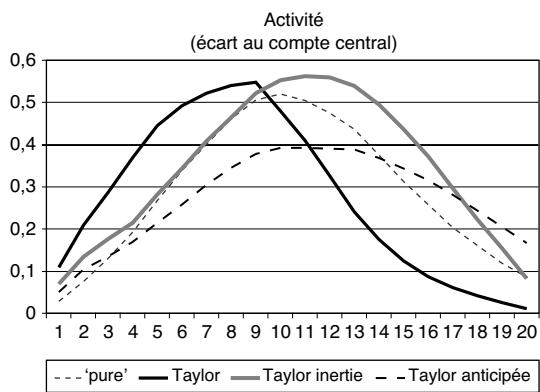
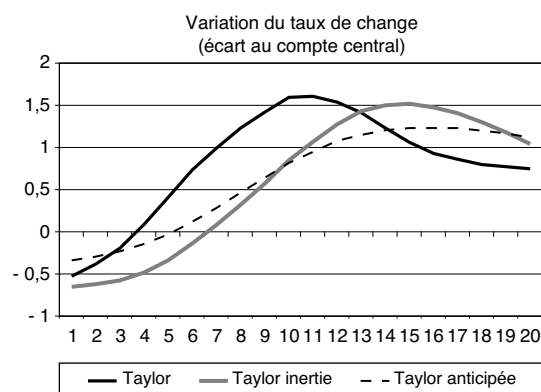
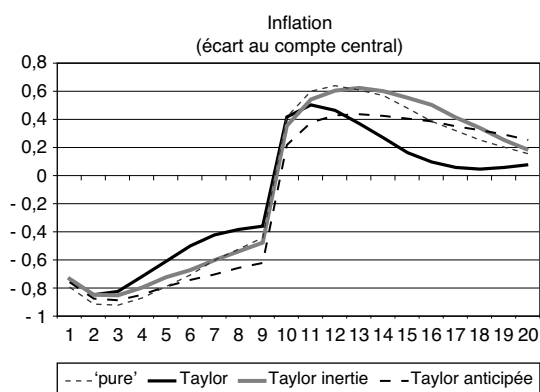
déterminé par une équation de parité non couverte et le taux d'intérêt déterminé par une règle de Taylor.

N.B. : les réponses sont trimestrielles et une hausse du taux de change correspond à une dépréciation.

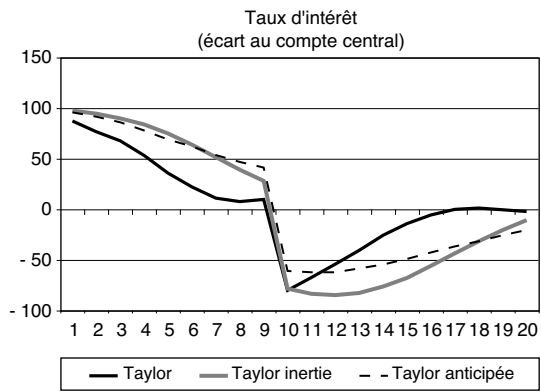
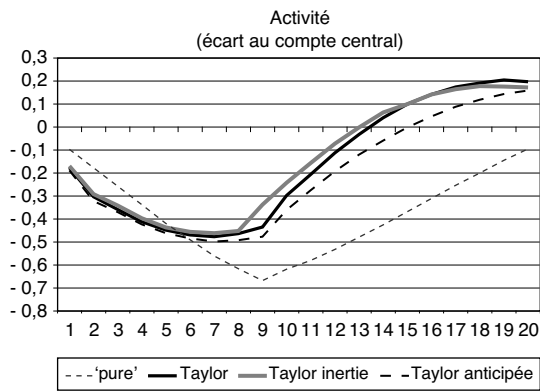
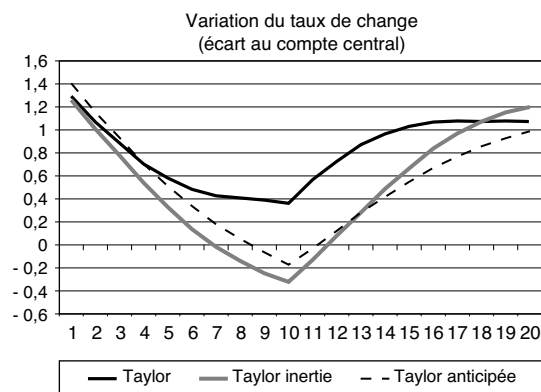
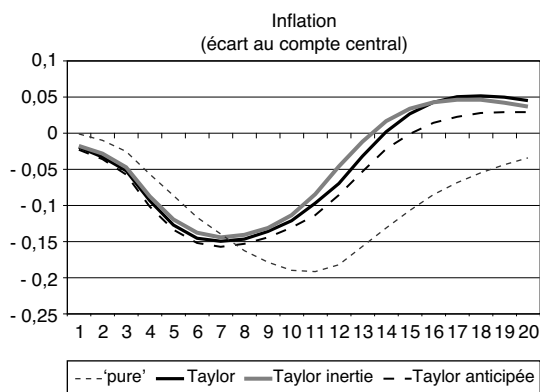
A – Hausse de 1 % de la demande mondiale pendant deux ans



B – Hausse de 1 % de la PGF pendant deux ans



C – Hausse ex ante de 100 points de base des taux d'intérêts pendant deux ans



CONSTRUCTION ET TRIMESTRIALISATION DU COMPTE DE REVENU DES MÉNAGES

La construction d'un cadre comptable annuel de 1991 à 2000

Eurostat fournit un compte des ménages annuel, par pays membre, et au mieux sur la période de 1991 à 2000. On peut classer les pays membres en quatre catégories :

- Le Luxembourg et l'Irlande n'ont aucune données disponibles. Représentant 2 % du PIB de la zone euro, ces pays ont été négligés.
- La Finlande, l'Allemagne, l'Italie, les Pays-Bas et la France, qui représentent 78 % du PIB de la zone euro, disposent de données complètes de 1991 à 2000.
- L'Autriche, la Belgique, l'Espagne et la Grèce ont des données complètes de 1995 à 2000.
- Le Portugal fournit des données de 1995 à 1998.

Disposant pour les années 1999 et 2000 des données du poste des ménages pour la zone euro et l'ensemble des pays excepté le Portugal, le compte des ménages de ce dernier a été obtenu par solde en 1999 et en 2000.

Afin de compléter le cadre comptable, il a fallu rétropoler les données avant 1995 pour les pays des deux derniers groupes définis précédemment (Autriche, Belgique, Espagne, Grèce et Portugal, soit 20 % de la zone euro). La méthode de rétropolation des postes est résumée dans le tableau ci-dessous.

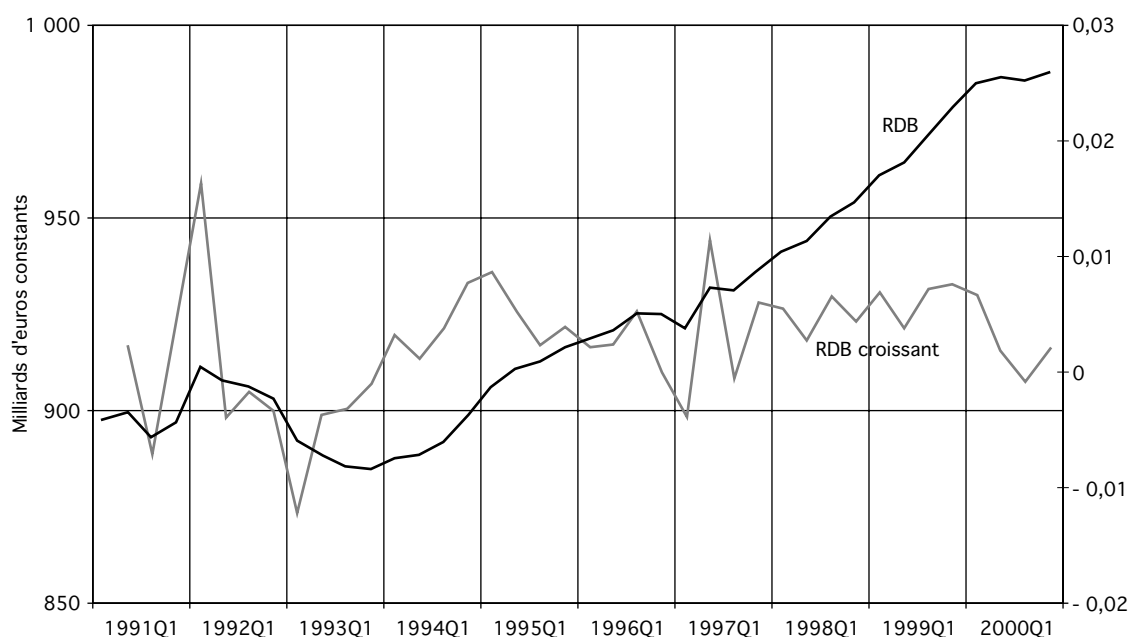
L'ensemble de ces opérations a donc permis de construire un cadre comptable annuel cohérent définissant le RDB pour la zone euro et pour la plupart des pays membres entre 1991 et 2000 (cf. graphique).

Méthode de rétropolation des postes du RDB pour les pays aux données manquantes

EBE	Rétropolation avec les taux de croissance du PIB des différents pays fournis par Eurostat
Coût du travail (d1)	Rétropolation grâce aux taux de croissance de cette série dans la base ADB (données OCDE)
Revenus de la propriété (d4)	Rétropolation avec les taux de croissance du PIB des différents pays fournis par Eurostat
Impôts (d5p)	Rétropolation à partir des taux apparents d'imposition sur le salaire calculés dans la base ADB (données OCDE)
Cotisations sociales (d61p)	Rétropolation avec les taux de croissance des cotisations sociales fournis dans la base ADB (données OCDE)
Prestations sociales (d62)	Rétropolation avec les taux de croissance des cotisations sociales fournis dans la base ADB (données OCDE)
RDB	Rétropolation avec les taux de croissance du PIB des différents pays fournis par Eurostat
Résidu (d7 essentiellement)	Obtenu par solde

RDB de la zone euro

Volume base 100 1995 et croissance trimestrielle



La trimestrialisation du cadre comptable

- L'excédent brut d'exploitation (EBE)

On a d'abord défini des clés de passage annuelles de l'EBE total à l'EBE des ménages (y compris les entrepreneurs individuels). Ces clés ont été trimestrialisées par lissage, ce qui a permis de les appliquer à la série trimestrielle d'EBE total. Les flux annuels obtenus par cumul des flux trimestriels ne correspondent pas aux flux annuels de notre cadre comptable. On a donc réparti les résidus annuels selon le taux de croissance de l'EBE des ménages.

- Le coût du travail

Le coût du travail est disponible au niveau trimestriel dans la base Eurostat. On a vérifié que ces données étaient compatibles avec le cadre annuel.

- Les postes directement trimestrialisés

Les postes d4 (revenus de la propriété), d62 (prestations sociales) et les résidus ont été directement trimestrialisés par lissage sous la contrainte que la somme des flux trimestriels d'une année soit égale au flux annuel du cadre comptable.

- Trimestrialisation des prestations sociales et des impôts

Pour ces deux postes, on a utilisé la même méthode que celle employée pour la trimestrialisation de l'EBE

des entreprises individuelles. On a en effet défini une clé, d'une part des cotisations sociales sur les salaires et d'autre part, des impôts (qui sont essentiellement des impôts sur le revenu au niveau de la zone euro) sur la base d'un agrégat de revenus du travail et du capital défini par $d1 + d4 - d61p + d62$. Ces clés ont été trimestrialisées, puis ont permis de calculer des postes de prestations sociales et d'impôts intermédiaires : il a fallu ensuite répartir, comme pour l'EBE des entreprises individuelles, les résidus annuels de la trimestrialisation.

- Prolongement du RDB en 2001

Pour les trois premiers trimestres de l'année 2001, le RDB a été construit par agrégation après prolongement de ses différents postes. Les postes ont été prolongés au vu de leur tendance récente, soit en supposant le taux de croissance ou le niveau de ces variables ou des clés qui leur sont appliquées. Le salaire superbrut est déjà disponible dans la base Eurostat.

La clé pour l'EBE croît pour les trois trimestres considérés au même rythme que sur la période 1991T1-2000T4, soit une baisse trimestrielle de 0,18 %, ce qui traduit la baisse de la part des EI et des activités directes de production des ménages dans l'économie. Les prestations et le solde du revenu du patrimoine augmentent au même rythme (en valeur) que sur la période 1991-2000. Le taux d'imposition apparent a été supposé constant. De même, la clé entre les cotisations sociales et les salaires a été supposée constante.

MZE ET LA MODÉLISATION DE LA ZONE EURO

Jérôme Henry, Division Modélisation, Direction Générale de la Recherche, BCE

L'article de Pierre-Olivier Befy, Xavier Bonnet, Briec Monfort et Matthieu Darracq-Pariès (2004), « MZE, un modèle macroéconométrique pour la zone euro », s'inscrit dans une lignée récente de travaux de modélisation partageant un objectif commun : la représentation de la zone euro dans son ensemble par un modèle macroéconométrique. Bien que par définition, avec une zone euro créée somme toute il y a tout juste cinq ans, on ne puisse encore parler de tradition bien établie, il est cependant possible de resituer le travail en question dans une « histoire ».

Une petite histoire de la modélisation de la zone euro : MZE et ses pairs

Celle-ci commence à l'Institut Monétaire Européen, où dès le milieu des années 1990, avant même que le terme « euro » ne soit imaginé, des économistes travaillaient déjà à la mise en place d'une infrastructure économétrique propre à retracer et analyser le comportement de l'ensemble des pays amenés à constituer la future Union monétaire européenne (UEM). À l'époque, il s'agissait de construire des bases de données et des squelettes de modèles analogues pour des groupes de pays alternatifs, avec bien sûr un grand degré de flexibilité, afin de pouvoir le plus rapidement possible créer « le » modèle agrégé, une fois la liste des pays membres de l'UEM connue. Cette phase de préparation couvrit les années 1996 à 1998. Suivit alors, jusqu'à fin 2000, une phase de développement qui déboucha sur le premier modèle estimé de la zone euro (Fagan *et al.*, 2001), publié ainsi que la base de données spécifique sous-jacente, sur le site de la Banque centrale européenne (BCE) (www.ecb.int).

Ce modèle – l'Area Wide Model ou AWM – est maintenant l'une des composantes de l'infrastructure régulièrement utilisée par la BCE pour ses exercices de projections macroéconomiques (Issing, 2003 ; BCE, 2001). Depuis lors, un certain nombre de travaux ont suivi une démarche similaire, comme par exemple Dreger (2002) dont le modèle est utilisé par l'European Forecasting Network, un groupe d'instituts de recherche produisant des rapports et des prévisions pour le compte de la Commission européenne.

Des outils de prévision et d'analyse des politiques économiques

Plus récemment, une nouvelle veine de travaux est apparue, avec la dernière génération des modèles macroéconomiques, les Modèles d'Équilibre Général Stochastiques (dans la lignée de Christiano *et al.*, 2001). Deux exemples d'une telle recherche sont particulièrement intéressants, en raison de leur potentiel ou de leur ambition à devenir des outils de prévision et d'analyse des politiques économiques, en particulier monétaires, à savoir à la BCE, Smets et Wouters (2003), ou, au FMI, Laxton et Pesenti (2003).

Dans le cas de la zone euro comme dans celui d'autre pays ou groupes de pays, il existe donc à présent deux types d'outils, représentant deux types de modèles distincts (cf. encadré). Tout d'abord, ceux pour lesquels l'aspect opérationnel prime, en particulier pour une utilisation en prévision. Ils combinent la vue traditionnelle d'une économie keynésienne à court terme, classique à long terme, toutefois sans fondements microéconomiques ni anticipations explicites, avec un fort souci de reproduire les données. Cet objectif amène, en particulier, à retenir des formulations *ad hoc* pour la dynamique de court terme des équations du modèle, et empêche, de ce fait, de pleinement considérer leur résidu comme des chocs structurels au sens strict du terme.

La nouvelle génération de modèles cherche, au contraire, à asseoir ses spécifications sur un cadre théorique complet, avec notamment le recours à des « frictions » aussi nombreuses que le demandent les écarts aux relations théoriques d'équilibre. Jusqu'à récemment, le rôle mineur de l'économétrie dans la détermination de la valeur des paramètres – en général calibrés – ainsi que la taille limitée – et donc le faible degré de désagrégation – de ces modèles limitaient leur portée opérationnelle. Toutefois, la situation en la matière tend à évoluer rapidement, notamment avec le développement des techniques bayésiennes comme celles utilisées par Smets et Wouters (2003).

Encadré

L'AWM ET SWEAR, DEUX MODÈLES DE LA ZONE EURO DÉVELOPPÉS À LA BCE

L'AWM, un modèle macroéconométrique standard

L'AWM, ou Area Wide Model, a été développé à des fins de simulation de politique économique, de prévision, d'analyse des comportements ou d'évaluation de la conjoncture. Il est régulièrement utilisé dans ces différents contextes. L'approche en termes de zone a permis de concentrer l'analyse sur la zone dans son ensemble et, ce faisant, de créer une expertise à ce niveau plutôt que seulement pays par pays.

L'AWM est un modèle macroéconométrique standard, de taille moyenne, 89 équations dont 15 économétriques. Son cadre comptable, avec une économie à un seul bien, est celui des comptes nationaux, avec un Tableau Économique d'Ensemble (simplifié) pour la zone euro. Il comporte quatre secteurs : les ménages, le secteur public, les entreprises et le reste du monde.

Son cadre théorique est similaire à celui retenu par d'autres banques centrales. Le long terme du modèle est classique, la production étant déterminée par l'offre, avec plein emploi des facteurs de production, à leur valeur optimale pour les entreprises. Le plein emploi correspond à un taux de chômage d'équilibre exogène, bien que variable au cours du temps. Les spécifications retenues assurent l'absence d'arbitrage inflation-chômage à long terme.

À court terme, les prix comme les salaires sont rigides, ce qui implique une configuration keynésienne où le PIB suit la demande. Ses composantes sont ainsi modélisées : revenu, richesse, taux d'intérêt et chômage expliquent la consommation ; le commerce est fonction de la demande et de la compétitivité ; l'investissement est dérivé du capital optimal, avec un terme d'accélérateur. Les écarts aux valeurs d'équilibre sur les marchés des biens et du travail entrent respectivement dans les équations de prix et de salaire.

Le bouclage du modèle s'obtient par l'action des politiques économiques. La politique monétaire est schématisée par une équation de taux d'intérêt, compatible avec un objectif d'inflation. La politique budgétaire assure la stabilité à long terme du ratio dette sur PIB.

L'équilibre requiert aussi une cohérence entre flux et stocks, avec le calcul d'un indicateur de richesse, mesuré par la somme de la dette publique, du stock de capital et de la position nette extérieure. À long terme, ces divers stocks sont proportionnels au PIB. L'égalité définissant le PIB se traduit alors par une relation entre taux d'intérêt et taux de change en termes réels. Si le taux d'intérêt réel est donné par le reste du monde, le taux de change réel est alors déterminé. L'équilibre nominal (et le niveau des prix) est enfin défini par la politique monétaire.

Une autre caractéristique du modèle est qu'il peut être utilisé dans diverses configurations pour la représentation des anticipations, qui peuvent être adaptatives ou

rationnelles (tournées vers le futur et cohérentes avec l'ensemble des équations du modèle).

Le modèle a été, pour sa plus grande part, estimé avec des spécifications de type Modèle à Correction d'Erreur, le long terme de chaque équation reflétant la relation théorique avec un ajustement de court terme en général non contraint. C'est la principale différence entre ce modèle et des modèles macroéconomiques aux fondements théoriques plus exigeants.

SWEAR, un modèle plus théorique

SWEAR (Smets Wouters Euro ARea) est un des modèles dont l'assise théorique est plus complète, voire exhaustive, qui appartient à la famille des modèles dits dynamiques d'équilibre général stochastiques. L'économie, supposée fermée, est représentée par un ensemble de marchés de biens différenciés, avec concurrence monopolistique. Les relations de comportement, utilisant des variables corrigées de leur tendance, sont dérivées de programme d'optimisation (d'utilité, de profit) intégrant un certain nombre de « frictions », comme les habitudes des consommateurs, les coûts d'ajustement du capital, les rigidités dans la fixation des prix et salaires. Les relations optimales ainsi construites sont augmentées de chocs, qui ont alors une interprétation pleinement structurelle, comme écarts à la relation théorique. Le modèle comprend 9 relations de comportement, ce qui lui confère déjà une taille respectable, en comparaison avec la plupart des modèles macroéconomiques théoriques.

Ce modèle possède la particularité d'être estimé comme un système d'équations. Ce n'est pas le cas généralement des modèles théoriques, pour lesquels les paramètres sont le plus souvent calibrés, afin que le système reproduise en simulation un ensemble de propriétés résumant celles de l'économie modélisée. Les modèles empiriques traditionnels eux-mêmes sont rarement estimés comme un système. La technique retenue pour l'estimation est aussi innovante, de type bayésien, ce qui revient à supposer *a priori* une distribution autour de la valeur jugée la plus probable pour chaque paramètre, simulant alors un grand nombre de modèles différents ainsi construits pour *ex post* dériver la distribution des paramètres aboutissant à un modèle conforme aux données. Le coût de calcul est très important, ce qui explique que ces techniques n'aient été développées que récemment.

Ce modèle est essentiellement utilisé pour l'instant à des fins de recherche, mais sa forte cohérence théorique combinée avec la proximité aux données en fait un outil prometteur. Il conviendrait, entre autres, d'y introduire un degré supplémentaire de désagrégation et de modéliser les tendances afin de le rendre apte à effectuer les tâches actuellement dévolues à l'AWM. Une synthèse de ces deux modèles pourrait atteindre cet objectif.

À terme, une combinaison syncrétique des deux approches devrait déboucher sur un nouveau type de modèle, complètement assis sur des fondements théoriques mais également apte à reproduire les données, ainsi qu'à répondre aux questions détaillées des autorités en charge de décisions de politique économique. La BCE en particulier travaille dans ce sens.

De manière générale, il semble en tout cas, indépendamment du type de modèle envisagé, que la modélisation de la zone euro – dans son ensemble plutôt que pays par pays – soit maintenant entrée dans les mœurs des économistes intéressés, et cela en dépit de problèmes méthodologiques pertinents (Wallis, 2003), relatifs par exemple à l'agrégation des données ou des comportements, ou encore aux ruptures structurelles attendues autour de la date de mise en place de l'UME. Manifestement, le souci de disposer d'un outil ou d'une référence, au niveau de la zone dans son ensemble compense le besoin, qui certes a un coût important, d'une analyse rigoureuse et détaillée pays par pays. Idéalement, les approches agrégée pour la zone et multinationale devraient être utilisées conjointement (BCE, 2001, en fournit une illustration, combinant des modèles et des analyses « area wide » et « multicountry »).

Le projet MZE procède donc de la démarche « area wide », ou zone euro dans son ensemble, ce qui lui confère pertinence et intérêt, puisque, bien qu'en constante croissance, ce domaine reste nouveau. La contribution spécifique des auteurs est double : d'abord, la construction originale des données pour la zone, avec des extensions notables, en particulier concernant le commerce interne et externe à la zone et les comptes des ménages et des administrations publiques (APU) ; ensuite, la mise à disposition d'un catalogue détaillé des propriétés variantielles, avec diverses modélisations de la politique monétaire et du taux de change de l'euro.

Un cadre théorique proche du modèle standard

Avant de passer successivement en revue ces deux éléments, il est utile de revenir sur le cadre théorique et les équations qui composent le modèle MZE. Ce dernier est standard, de type Dornbusch-Svensson, bien que la composante taux de change reste exogène dans de nombreuses

illustrations – excluant alors le rôle des anticipations impliqué par la relation de parité non couverte des taux d'intérêt. MZE comprend donc les éléments suivants, auxquels peuvent de fait se ramener la plupart des modèles macroéconomiques couramment employés de nos jours (Gali *et al.*, 1999) : une courbe d'offre agrégée, expliquant l'inflation par l'écart de production (1), une autre de demande agrégée, reliant l'écart de production au taux d'intérêt réel, enfin une équation endogénéisant la politique monétaire.

En comparaison avec ce schéma ou avec les modèles utilisés par la Réserve fédérale américaine ou la BCE, le cadre théorique de MZE possède trois particularités qui méritent d'être mentionnées.

Tout d'abord, le taux de change réel – via les termes de l'échange – intervient dans les équations d'offre agrégée et de demande agrégée, ce qui entraîne une dépendance du taux de chômage d'équilibre à la valeur de l'euro. Selon que la courbe d'offre, de type Phillips, soit en niveau ou en taux de croissance, c'est le niveau ou la tendance du taux de change réel qui affecte le chômage d'équilibre.

De surcroît, l'équation de politique monétaire retenue dans le modèle de base reflète une politique relativement passive, puisqu'au lieu de postuler une règle de Taylor – selon laquelle le taux d'intérêt dépend des écarts de production et d'inflation – elle suppose simplement un taux d'intérêt réel exogène, et ainsi une réponse des taux d'intérêt à l'inflation limitée à « un-pour-un », qui peut être insuffisante pour stabiliser l'économie en cas de chocs. De fait, les auteurs présentent aussi des simulations avec une version du modèle que l'on qualifiera de plus complète, avec cependant moins de détail quant aux résultats obtenus avec cette dernière.

Enfin, et de manière plus générale, l'un des traits communs aux modèles dont MZE s'inspire est l'existence d'un équilibre de long terme bien défini et aisément déductible. Cela n'est

1. De fait, avec deux équations, l'une de prix, l'autre de salaire, MZE a recours à deux mesures de l'écart de production, sur l'output proprement dit ainsi que sur le chômage, sans pour autant que le lien entre les deux concepts ne soit établi. Probablement, du fait de l'existence d'une fonction de production de type Cobb-Douglas, une approximation de la loi d'Okun est valide au sein de ce modèle.

pas toujours le cas ici; ainsi, le rôle *a priori* crucial du taux de change dans la détermination du long terme nominal comme réel de MZE reste à clarifier. En particulier, en l'absence de règle de Taylor, l'ancrage nominal du modèle semble déterminé par les prix externes, ce qui n'est pas l'hypothèse la plus immédiatement justifiée dans le cas d'une économie relativement grande et fermée comme celle de la zone euro. Il est également difficile d'évaluer avec précision si l'absence d'homogénéité dynamique de certaines équations de prix introduit une différence en simulation entre chômage d'équilibre et NAIRU. En pratique, dans les simulations présentées, cela ne semble pas être le cas.

Puisque les auteurs présentent des exercices variantiels incluant aussi une relation de parité non couverte des taux d'intérêt et une règle de Taylor, le principal point de discussion est finalement le rôle du taux de change dans la détermination du taux de chômage d'équilibre. Ce dernier ne paraît pas avoir été constant dans le passé pour la zone euro, comme l'indique Fabiani et Mestre (2000). La question clé serait alors d'identifier, dans la mesure du possible, les variables qui importent en la matière. La relation avec le taux de change semble *a priori* faible. Il y a ainsi une apparente déconnexion entre la tendance à la hausse du chômage jusqu'au début des années 1990 et les fortes fluctuations du taux de change réel effectif de l'euro (synthétique), qui a connu des phases successives de dépréciation, dans les années 1980, et d'appréciation, dans les années 1990. Le fort cycle de l'euro sur la période 1998-2004 ne s'est vraisemblablement pas non plus traduit par des variations significatives du NAIRU dans la zone.

Une autre piste proposée par MZE est celle du « coin fiscal », qui mérite certainement d'être explorée plus avant. Les auteurs semblent toutefois avoir préféré pour leurs simulations une courbe de Phillips en taux de croissance. Dans ce cas, le taux de chômage d'équilibre reste largement proche d'une constante, étant uniquement fonction des variations des termes de l'échange et de la tendance de productivité. Ce résultat est compatible avec une hypothèse d'exogénéité faible des salaires par rapport aux prix. Pour l'AWM, une formulation en niveau améliore cependant les propriétés en simulation, en termes de rapidité de convergence notamment. Cela n'affecte pas le NAIRU, lequel reste

exogène et égal au chômage d'équilibre, dès lors que les équations de politique économique sont activées.

Cette dernière remarque nous amène à des considérations empiriques. En concentrant, là encore, l'analyse sur une comparaison avec l'AWM, certains autres résultats se trouvent confirmés par MZE. Par exemple, on retrouve l'existence de tendances déterministes dans les équations de commerce en volume, une fois imposée la contrainte d'élasticité unitaire sur les termes de demande.

De même, la spécification de type Cobb-Douglas pour la fonction de production et son corollaire, une part salariale stationnaire, se trouve acceptée par les données. En l'absence d'information détaillée sur les performances individuelles des équations, on peut en revanche se demander si les demandes de facteurs optimales dérivées sont parfaitement aptes à capter les évolutions effectives des données, en particulier pour l'investissement, mais cela reste un problème standard pour les modélisateurs (Chirinko, 1993).

Enfin, la fonction de consommation fait intervenir, comme dans la version la plus récente de l'AWM (Dieppe et Henry, 2003), le taux d'intérêt réel et le chômage (à court terme dans MZE) pour expliquer le taux d'épargne. Ce résultat semble robuste, puisqu'il est obtenu pour MZE, sans qu'aucune variable de stock, ou de richesse, ne soit prise en compte dans la modélisation de ce comportement.

Un effort louable et innovant de construction de données sur la zone euro

Il est particulièrement crucial, comme l'ont fait les auteurs de MZE, pour tout ce qui concerne la modélisation économétrique de la zone euro, d'accorder une importance majeure aux données elles-mêmes, et cela pour de nombreuses raisons. Tout d'abord, l'économétrie requiert l'utilisation d'une quantité suffisante de données, et par conséquent d'information antérieure à la création de la zone proprement dite. De plus, cette information doit être obtenue par agrégation de données de pays, qui à l'époque n'étaient pas encore membres d'une entité commune. Au-delà des problèmes liés à l'hétérogénéité des comportements entre pays, et donc de

la difficulté à interpréter rigoureusement les résultats, de l'économétrie comme des simulations, il existe enfin toute une gamme de méthodes d'agrégation, utilisant des taux de change et/ou des pondérations fixes ou variables qui peuvent affecter les propriétés des séries construites ainsi que les relations existant entre elles (Beyer *et al.*, 2001).

En particulier, il y a une bonne raison de ne pas utiliser sur le passé des déflateurs reconstruits à partir de séries nationales converties en ECU – contrairement à la pratique suivie par MZE. Du fait des réajustements réguliers de parité qui ont caractérisé le mécanisme de change européen, le niveau de prix agrégé ainsi obtenu connaît des sauts discrets à chaque réajustement, ce qui brouille la série de taux d'inflation. En sus de l'absence d'interprétation économique de cette série – l'inflation agrégée n'étant pas la moyenne des taux d'inflation nationaux – on peut penser que toutes les estimations d'équations de prix et salaires sont alors affectées de biais, à moins de systématiquement employer des variables muettes afin de corriger les estimations de l'effet des changements de parité. La nouvelle base de données de l'AWM utilise ainsi les séries réelles d'Eurostat, mais comprend des déflateurs recalculés afin que leur taux d'inflation reste interprétable, à l'image de la méthode employée pour le calcul des séries reprises dans le Bulletin Mensuel de la BCE (2).

Il convient, quoiqu'il en soit, de saluer l'effort accompli par les auteurs en matière de données, avec notamment l'apport de trois importantes contributions originales sur, respectivement, le revenu des ménages, le compte des APU et la décomposition du commerce entre flux intra-zone et extra-zone. Sur ce dernier point, la BCE a aussi très récemment développé ses propres outils afin de construire des données et des équations idoines. Il est en effet fort utile de pouvoir distinguer entre le commerce effectué entre pays de la zone et le reste des échanges, la seconde composante étant bien évidemment plus directement affectée par des fluctuations de l'euro. Dans l'hypothèse d'une égalité entre importations et exportations intra-zone, en supposant de plus que les déflateurs correspondants sont identiques, il suffit, par exemple, de deux équations pour les exportations et les prix d'importation extra-zone, s'ajoutant aux quatre

pour les échanges totaux (prix et volume, pour les exportations comme les importations), pour modéliser l'ensemble du commerce, intra-comme extra-zone.

Une différence importante entre la base de données utilisée par l'AWM et celle de MZE – au-delà des méthodes d'agrégation ou de partage du commerce – est que la première comprend aussi des données de stocks, utilisées pour évaluer la richesse des ménages ou l'actif extérieur net. En l'absence de séries préexistantes, utiliser une approximation *a priori* raisonnable peut être plus satisfaisant que de renoncer à un aspect important des comportements.

Les résultats de MZE en variante et ceux des autres modèles

En plus de leur usage en prévision, qui requiert le plus souvent une manipulation des résidus d'équations (« cales » ou « add factors ») (3), les modèles comme MZE sont utilisés pour des exercices variantiels, que ce soit à titre de diagnostic sur la qualité et/ou la structure du modèle global ou à des fins de politique économique.

Le catalogue de variantes présenté dans l'article comporte des éléments relatifs à ces deux derniers usages. En particulier, concernant le rôle du taux de change et de la politique monétaire, des simulations où les variables correspondantes restent exogènes relèvent essentiellement du diagnostic. En l'absence de modélisation de la politique budgétaire, il est même probable (voire souhaitable) que le système devienne instable au-delà d'un certain horizon suite à des chocs persistants, ce problème n'étant cependant pas explicitement mentionné dans le cas de MZE. Les résultats de

2. Un autre élément important du point de vue empirique est que l'utilisation de données Eurostat implique, pour l'instant, de se limiter à une période d'estimation commençant en 1991, ce qui est un choix certainement rigoureux du point de vue des systèmes de comptes nationaux, mais très coûteux en termes d'information.

3. On peut interpréter les travaux de Hendry et Clements (2003) comme une rationalisation de ce type d'approche, puisqu'elle permet d'utiliser des modèles de manière approximativement valide, même en présence de changement structurel. Contrairement aux modèles de type séries temporelles, les outils macro-économétriques tels que MZE ne sont, en effet, presque jamais utilisés en prévision sans hypothèses additionnelles ad hoc sur le comportement des résidus, afin de par exemple pouvoir intégrer l'information provenant d'indicateurs et/ou de jugement d'experts sur le court terme.

long terme sont alors difficiles à interpréter, car ils proviennent d'un modèle dans une certaine mesure incomplet et qui reflète donc une analyse partielle.

Comme le font les auteurs, on peut ainsi s'interroger *a priori* sur la pertinence économique de configurations dans lesquelles le taux de change demeure une variable exogène, quand bien même particulièrement difficile à modéliser. La même question peut être posée à propos de simulations dans lesquelles les anticipations des agents ne jouent aucun rôle. De telles approximations sont pourtant tout à fait courantes dans un environnement où le modèle est essentiellement utilisé en prévision, en particulier dans l'hypothèse où le taux de change suit une marche au hasard, restant constant sur l'intervalle de prévision, toujours égal à sa dernière valeur observée. Ces remarques permettent d'interpréter les simulations de diagnostics comme un catalogue de variantes applicables dans la configuration d'une prévision à court terme – sans par conséquent se préoccuper outre mesure des impacts de long terme, pour lesquels un modèle complètement « bouclé » serait préférable.

Abordons maintenant les résultats des tests de diagnostics pour les différents chocs, avec la demande pour commencer. Le choc de dépenses publiques se traduit par un multiplicateur inférieur à 1 dès la première année, et tend vers zéro, un profil en soi prêtant peu à controverse (cf. les résultats rapportés par Wallis, 2003), si ce n'est qu'ici, il est obtenu en l'absence de politiques actives. Celles-ci sont, en général, nécessaires à l'obtention de tels résultats pour une économie de cette taille – c'est notamment le cas pour l'AWM où le rôle des politiques en termes de stabilisation est crucial. Il se peut que le canal externe d'éviction soit très puissant dans MZE, avec un fort impact d'une expansion domestique sur les flux de commerce. De surcroît, les effets sur les prix – de consommation ou de production – sont très limités, proches de zéro les deux premières années. Ils seraient trois fois plus importants avec l'AWM, lequel aboutit donc à un coût nettement plus élevé de l'expansion budgétaire en termes d'inflation additionnelle. La faible réponse nominale que MZE attribue généralement à la zone euro après un choc sur les volumes n'est, à vrai dire, pas confirmée par d'autres modèles – l'AWM étant, de ce point de vue, relativement moins réactif que nombre de modèles des

banque centrales nationales de l'Eurosystème (voir Van Els *et al.*, 2001, avec une présentation en termes de ratios de sacrifice).

Cela pourrait provenir dans MZE d'une rapide indexation des prix sur les coûts unitaires salariaux qui, du fait des gains de productivité cycliques, diminuent initialement assez fortement. Le résultat pourrait également être la conséquence d'une sensibilité très faible des prix et salaires aux termes de tension, c'est-à-dire aux écarts de production et de chômage.

Le choc sur les impôts directs a des effets nominaux et réels similaires, avec toutefois un impact moindre, du fait que ce choc porte sur le revenu et non directement sur la demande, le consommateur ne répercutant qu'une partie du choc sur ses dépenses. Une telle réponse est aussi obtenue avec l'AWM – il existe dans ce cas peu d'autres références, vu la rareté de résultats provenant d'autres modèles pour le même type de choc, comme le montrent Hernandez de Cos *et al.* (2003).

Le choc de demande externe offre la particularité d'une réponse plutôt forte du PIB – double de celle de l'AWM par exemple – de nouveau accompagnée d'une assez faible réponse des prix. L'impact marqué sur le PIB est, semble-t-il, lié à un effet d'accélérateur très dynamique, combiné à l'absence de réponse des prix, et donc à des pertes de compétitivité limitées.

Du côté de l'offre, le choc de productivité montre une très faible réponse initiale du PIB avec, de surcroît, une réaction très désinflationniste de l'économie, à relier probablement encore aux développements largement favorables des coûts unitaires. Si l'investissement est fondé sur les anticipations ou, par approximation comme dans l'AWM répond partiellement au (nouveau) PIB potentiel, le retour à l'équilibre est bien plus rapide, avec une réponse plus rapide du PIB et moins d'effets négatifs sur les prix. Le choc sur l'offre de travail est aussi très dépressif initialement pour MZE, ce qui comme précédemment ne serait pas le cas dans l'éventualité d'une réponse de l'autre facteur de production au PIB potentiel.

Finalement, le choc de prix de matières premières donne des résultats conformes à l'intuition, avec une forte dilution du choc initial, l'impact reflétant, en gros, la part des matières premières

dans les importations et celle de ces dernières dans la consommation.

Une dernière batterie de tests utilisant le modèle avec taux de change et d'intérêt exogènes s'intéresse à l'impact de chocs affectant ces deux variables. Deux remarques peuvent être faites quant aux résultats obtenus. D'abord, les impacts initiaux sont faibles en ce qui concerne le taux d'intérêt. Selon l'AWM et d'autres modèles, le canal du taux de change constitue, à court terme, l'effet dominant pour ce qui est des prix, or ce canal est désactivé pour cette simulation. Cela contribue à minorer les effets du choc de politique monétaire. Cela vient s'ajouter à la propriété déjà mentionnée d'un faible impact de la sphère réelle sur les grandeurs nominales propres à MZE, de telle sorte que le canal de transmission de la politique monétaire par la demande y est de toute façon faible.

Au contraire, pour le choc sur le taux de change de l'euro, les effets, réels comme nominaux, apparaissent très importants – plus du double de ce que donneraient l'AWM ou les modèles des banques centrales nationales. On observe notamment une transmission très forte vers les prix à la consommation, de telle sorte que ce que l'on a coutume d'appeler le « pass through » du taux de change apparaît comme rapide et fort.

Enfin, une version bouclée de MZE faisant intervenir les anticipations des agents a été aussi utilisée par les auteurs en variante afin d'analyser l'impact de différentes politiques monétaires sur les résultats commentés ci-dessus. On y retrouve les résultats, par ailleurs standard, selon lesquels la politique monétaire active a des effets stabilisants, et cela d'autant plus qu'elle est fonction des développements futurs (voir par exemple Levin *et al.*, 2003). En principe, une telle conclusion, pour être convaincante, requiert cependant d'être fondée sur des simulations stochastiques – et pas seulement déterministes – afin d'évaluer l'impact de la variabilité des chocs sur le système. En outre, il aurait été également intéressant de disposer des résultats d'une simulation, même simplement déterministe, alliant politiques budgétaire et monétaire. Cela aurait donné, par exemple, une idée du multiplicateur en présence d'une réaction de la banque centrale prenant en compte les développements futurs des prix et de l'activité. Compte tenu du faible impact de l'expansion

budgétaire sur les prix dans MZE, une telle simulation pourrait aussi aboutir au résultat d'un recul initial des prix, à la suite de l'augmentation des taux d'intérêt en réponse au creusement de l'écart de production. Le même résultat se retrouve dans la littérature économique à base de modèles VAR ou pour des modèles macroéconomiques avec des agents dont le comportement est fortement tourné vers le futur (Hernandez de Cos *et al.*, 2003).

*
* *

La construction d'un tel modèle est toujours un exercice coûteux et périlleux, *a fortiori* lorsqu'il est nécessaire de passer par une longue phase, exigeante s'il en est, de construction – voire d'invention – de données. Dans le cas de la zone euro, ce type de problèmes est particulièrement difficile à traiter, étant donné l'absence de référence ou de tradition en matière de modélisation, manifestement en raison de l'aspect par trop récent de la création de la zone. Ces difficultés rendent d'autant plus méritoire la tâche accomplie avec succès par l'équipe ayant développé MZE, qui rejoint maintenant la famille toujours en extension des modèles de la zone euro.

Concernant les développements futurs de ce type d'outils, on pourrait envisager d'une part une description plus fine des finances publiques – tenant compte des différents types d'impôts ou de transferts. De même, il paraît nécessaire d'inclure une règle de politique budgétaire assurant la soutenabilité de la dette publique, en particulier si l'utilisation de ce modèle doit finalement comprendre aussi l'analyse des politiques menées par les autorités budgétaires.

Une autre tâche à prendre en considération serait de passer systématiquement en revue les propriétés variantielles du modèle, à l'aune des résultats obtenus par d'autres modèles. Sans pour autant nécessairement chercher à reproduire ces derniers, cette démarche permettrait de mieux identifier les sources de différences, afin de les corriger ou de les conserver.

D'autre part, mais cela constituera probablement l'objectif d'une nouvelle génération de modèles, voire de modélisateurs, la combinaison d'un cadre théorique strict avec les métho-

des économétriques les plus modernes devrait également permettre dans le futur d'obtenir ce qui jusqu'à récemment était encore le Graal des modélisateurs, à savoir un outil apte à être uti-

lisé en prévision comme pour l'analyse des politiques, tout en reflétant les dernières avancées théoriques. □

BIBLIOGRAPHIE

BCE (2001), *A Guide to Eurosystem Staff Macroeconomic Projection Exercises*.

Beffy P.-O., Bonnet X., Montfort B. et Darracq-Pariès M. (2004), « MZE, un modèle macro-économétrique pour la zone euro », *Économie et Statistique*, ce numéro.

Beyer A., Doornik J. et Hendry D. (2001), « Constructing Historical Euro-Zone Data », *Economic Journal*, vol. 111, pp. 102-121.

Chirinko R. (1993), « Business Fixed Investment Spending: Modelling Strategies, Empirical Results and Policy Implications », *Journal of Economic Literature*, 31(4), pp. 1875-1911.

Christiano L., Eichenbaum M. et Evans C. (2001), « Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy », NBER Working Paper, n° 8403.

Clarida R., Gali J. et Gertler M. (1999), « The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective », *Journal of Economic Literature*, 37(4), pp. 1661-1707.

Dieppe A. et Henry J. (2003), « The Euro Area Viewed as a Single Economy: How does it Respond to Shocks? », *Economic Modelling*, à paraître.

Dreger C. (2002), « A Macroeconometric Model for the Euro Economy », miméo, IWF, Halle.

Fabiani S. et Mestre R. (2000), « Alternative Measures of the NAIRU in the Euro Area: Estimates and Assessment », Working Paper ECB, n° 17.

Fagan G., Henry J. et Mestre R. (2001), « An Area-Wide Model (AWM) for the Euro Area », ECB Working Paper, n° 42.

Hendry D. et Clements M. (2003), « Economic Forecasting: Some Lessons from Recent Research », *Economic Modelling*, vol. 20 (2), pp. 301-329.

P. Hernandez de Cos, Henry J. et Momigliano S. (2003), « The Short-Term Impact of Government Budgets on Prices: Evidence from Macroeconometric Models », miméo, Banco d'España, ECB et Banca d'Italia.

Issing O. (2003), « The Role of Macroeconomic Projections within the Monetary Policy Strategy of the ECB », *Economic Modelling*, à paraître.

Laxton D. et Pesenti P. (2003), « Monetary Policy Rules for Small, Open, Emerging Economies », *Journal of Monetary Economics*, 50 (5), pp. 1109-1146.

Levin A., Williams J. et Wieland V. (2003), « The Performance of Forecast-Based Monetary Policy Rules under Model Uncertainty », *American Economic Review*, vol. 93 (3), pp. 622-645.

F. Smets et Wouters R. (2003), « An Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro Area », *Journal of the European Economic Association*, vol. 1 (5), pp. 1123-1175.

Van Els P., Locarno A., Morgan J. et Villetelle J.-P. (2001), « Monetary Policy Transmission in the Euro Area: What do Aggregate and National Structural Models Tell us? », ECB Working Paper, n° 94.

K. Wallis (2003), « Comparing Empirical Models of the Euro Economy », *Economic Modelling*, à paraître.