

Structure et comportements macro-économiques : comparaisons économétriques entre nations

Présentation générale

C'est une banalité de dire que les économies industrialisées opèrent dans un environnement de plus en plus globalisé : les échanges de biens et services s'intensifient ; les flux de capitaux sont de plus en plus massifs ; l'entrée en UEM contribue, dans le sillage des progrès réalisés sur la voie du marché unique, à la formation d'un vaste marché européen des produits et des capitaux. Au-delà de ce mouvement général d'intégration, les politiques macroéconomiques des différents pays semblent obéir de plus en plus à un ensemble de règles communes. La règle de Taylor, qui permet de retracer le comportement de banques centrales réputées aussi différentes que la Fed américaine ou la Bundesbank allemande, en constitue une des illustrations les plus connues.

Dans le même temps, on ne peut qu'être frappé par la très grande diversité des comportements et des régimes de croissance des différents pays. Malgré la globalisation, le processus de convergence des niveaux de vie au sein même de l'OCDE s'est interrompu dans les années quatre-vingt-dix, le pays à la frontière des innovations technologiques – les États-Unis – enregistrant une croissance du Pib par tête sensiblement plus vigoureuse qu'en Europe et au Japon. Lorsque l'on analyse les différents comportements individuels, ceux-ci apparaissent très différents d'un pays à l'autre. Ainsi la forte préférence pour le présent dont semblent faire preuve les ménages américains contraste avec l'arbitrage consommation-épargne beaucoup plus prudent des ménages européens. De même, la flexibilité du comportement d'offre de travail des Américains contraste avec la relative faiblesse des taux d'activité européens. Enfin, même si les politiques monétaires semblent réagir de manière assez similaire aux variations de la croissance et de l'inflation, les canaux de transmission apparaissent toujours assez dissemblables d'un pays à l'autre.

L'objet de ce numéro d'*Économie et Prévision* est de nous aider à mieux comprendre les différences de structures et de comportements entre nations à partir d'approches macro-économétriques. Il s'agit, on le sait, d'une tâche particulièrement ardue. Un micro-économiste par exemple ne manquerait pas de noter que les hétérogénéités des comportements et des technologies sont beaucoup plus grandes

à l'intérieur d'un pays qu'entre pays. Il ajouterait que ces hétérogénéités ne peuvent se mesurer qu'à un niveau très fin auquel le macro-économiste n'a pas accès. Il conclurait qu'il n'est pas possible de concevoir sérieusement des concepts tels que des comportements nationaux ou des fonctions de production nationales. Ce pessimisme n'est pas totalement injustifié et les macro-économistes ont souvent du mal à identifier des spécificités structurelles nationales qui soient convaincantes, robustes et aient un sens économique clair.

Le macro-économiste répondrait cependant que l'établissement de règles ou d'institutions économiques multinationales nécessite pour leur conception et leur évaluation de disposer de connaissances quantitatives sur les « comportements » macro-économiques et sur les différences de ceux-ci entre nations. Une politique monétaire européenne unique ne risque-t-elle pas d'être trop restrictive pour certains pays (ceux dont l'inflation est faible) et trop peu pour d'autres (ceux dont l'inflation est forte) ? Le pacte de stabilité et de croissance ne risque-t-il pas d'accentuer et de déphaser les cycles économiques nationaux ?

Pour évaluer les règles et coordinations multinationales des politiques économiques, il convient d'étudier préalablement les canaux par lesquels les politiques nationales affectent l'économie, notamment les économies européennes dans la période de convergence de ces dix dernières années. Des comparaisons entre nations permettent d'obtenir des conclusions plus robustes et précises sur l'existence et l'importance de ces canaux. Enfin, certaines règles de politique économique ont convergé, notamment en Europe. On sait en outre l'importance des « effets endogènes » des unions monétaires : même si une union monétaire ne satisfait pas, lors de sa formation, tous les critères de la zone monétaire optimale, la dynamique d'intégration et de convergence qui s'enclenche permet progressivement de s'en rapprocher.

Ce numéro d'*Économie et Prévision* est divisé en trois parties. La première porte sur la comparaison des comportements entre pays industrialisés, telle que peut l'analyser la macro-économétrie. La seconde partie examine les canaux de transmission des politiques économiques à la lumière des expériences comparées de divers pays industrialisés. La dernière partie porte sur des règles de politique économique et sur leurs différences entre pays.

Les comportements

Les comparaisons internationales qui sont effectuées dans ce numéro portent, successivement sur le comportement de consommation, sur les échanges extérieurs, sur la formation des salaires et sur la demande de monnaie.

Les travaux macro-économétriques sur la consommation recourent souvent à des extensions de la théorie du revenu permanent. Les auteurs considèrent un ménage représentatif, situé sur un marché financier parfait où il peut à chaque instant détenir tout montant positif ou négatif de titres sous la seule contrainte de rester solvable au cours du temps. Cet agent maximise une somme actualisée des utilités qu'il retire à chaque instant de sa consommation instantanée. Cette spécification a cependant été critiquée parce qu'elle ne permet pas de rendre compte de certaines caractéristiques robustes des taux de rendement des actifs financiers.

On peut considérer que les ménages subissent un risque égal à l'incertitude du taux de croissance de leur consommation future magnifié par l'inverse de leur substitution intertemporelle. La prime de risque sur un actif risqué, c'est-à-dire l'écart entre l'espérance de la rémunération de cet actif et la rémunération d'un actif certain, est directement liée à la covariance entre le risque de l'actif risqué et le risque de l'utilité de la consommation future. Des primes de risque suffisamment élevées pour être de l'ordre de celles observées dans la réalité, nécessitent alors une élasticité de substitution intertemporelle des ménages faible, puisque la volatilité du taux de croissance de leur consommation est peu élevée. Or, dans le cas d'une utilité séparable des consommateurs, cette élasticité est égale à l'inverse de l'aversion relative pour le risque, qui doit être ainsi excessivement élevée. De plus, dans le cas d'une faible élasticité de substitution intertemporelle des consommateurs et s'il existe un actif sans risque, les ménages ont intérêt à réduire l'incertitude de leur consommation future, en transférant une part de celle-ci du futur vers le présent et en recourant pour cela à l'emprunt. Cette stratégie, impossible au niveau collectif, conduit donc à des taux d'intérêt sans risque beaucoup plus élevés que ceux qui sont observés dans la réalité. Cette double incapacité de la spécification théorique à rendre compte de la réalité est connue sous les vocables d'énigme de la prime de risque et d'énigme du taux d'intérêt sans risque.

Une solution à ces difficultés est de considérer que l'utilité courante du consommateur dépend positivement de sa consommation du même instant, mais aussi négativement de sa consommation passée. L'intuition de cette spécification est qu'un ménage qui a eu jadis un niveau de consommation élevé souffrira beaucoup plus d'un niveau modéré de consommation présente, qu'un ménage dont les consommations passées ont été faibles. Cette habitude d'un certain niveau de vie peut être formalisée simplement en faisant dépendre l'utilité courante de la consommation présente moins un terme proportionnel à la consommation passée. Un avantage de cette nouvelle spécification est qu'elle permet de rendre compatible une élasticité de substitution intertemporelle faible et une aversion

relative pour le risque qui ne soit pas excessivement élevée (et ce d'autant mieux que le coefficient de la consommation passée, qui mesure l'importance des habitudes, est élevé). Un autre avantage est que l'élasticité de substitution intertemporelle peut varier au cours du temps, et cela d'une façon qui augmente la covariance du risque de consommation et du taux de rémunération des actifs risqués, ce qui rend compatible une prime de risque relativement élevée et une élasticité de substitution intertemporelle dont la valeur n'a plus à être aussi faible qu'auparavant. Ainsi, cette spécification permet de résoudre l'énigme de la prime de risque et de réduire l'ampleur de l'énigme du taux d'intérêt sans risque.

Olivier Allais, Loïc Cadiou et Stéphane Déas estiment un modèle de consommation avec habitudes, en présence simultanée d'un actif certain et d'un actif risqué, par la méthode des moments généralisés sur un panel constitué par les pays du G7 sur la période 1972-1996. Le modèle comprend trois paramètres : le taux d'escompte des ménages, la courbure de la fonction d'utilité et l'intensité des habitudes. Une stratégie de tests emboîtés conclut que ces paramètres ne diffèrent pas significativement entre les pays. Les estimations concluent à une aversion relative pour le risque très raisonnable et à une élasticité de substitution intertemporelle des ménages un peu faible, mais moins que pour une fonction d'utilité séparable traditionnelle. L'essentiel des deux énigmes est ainsi résolu.

Les équations concernant le commerce extérieur ont en macro-économie une spécification qui a peu évolué au cours des vingt dernières années. Les importations sont fonction de la demande nationale, du rapport de leur prix à celui de la demande et d'un indicateur d'ouverture. Les exportations sont fonction d'un indicateur de la demande mondiale et du rapport de leur prix à un indicateur du prix des concurrents sur le marché international. Le prix des exportations est une moyenne géométrique du prix des concurrents et du prix de la production. Comme les effets des déterminants sur les variables expliquées prennent du temps, il est naturel d'introduire les trois relations précédentes dans des modèles à correction d'erreur.

Karine Hervé estime les trois équations de commerce extérieur sur la période 1970-1996 sur un panel de 17 pays. Les valeurs des paramètres qu'elle obtient changent en général de façon significative avec les pays. Les élasticités-prix de long terme des exportations et des importations sont un peu plus élevées que celles qui sont obtenues en général par les macro-économètres, de l'ordre de 0,5 pour les importations et de 1,1 pour les exportations. Les conditions de Marshall-Lerner sont donc largement vérifiées quand tous les ajustements économiques sont achevés. Cependant elles ne le sont pas dans le court terme et la balance commerciale des différents pays présente une évolution en J à la suite d'une dévaluation. Un résultat intéressant et vérifié pour tous les pays, est que dans le court terme l'évolution du prix des exportations est principalement sensible aux variations du prix à la production, alors que dans le long terme il s'aligne largement sur le prix des concurrents. Une dévaluation de la monnaie conduit ainsi à une augmentation moins forte du prix de vente à l'extérieur (mesuré en monnaie nationale) dans le court que dans le long terme.

La formation des salaires s'effectue à l'intérieur d'un même pays sur un grand nombre de marchés hétérogènes opérant dans des environnements structurels et des cadres institutionnels extrêmement divers. Il est alors délicat de demander au macro-économiste d'obtenir des résultats tranchés sur les différences de fixations des salaires entre nations puisque la nature même de leur approche les empêche de prendre en compte les multiples facettes du marché du travail. Conscients de cette difficulté, Stéphanie Guichard et Jean-Pierre Laffargue choisissent une spécification très simple pour l'équation de salaires qu'ils estiment, en ne retenant comme variables explicatives que des données facilement mesurables et aisées à obtenir. Le coût du travail est chez eux fonction de la productivité de ce facteur, des tensions sur le marché du travail (mesurées par le taux de chômage ou le taux d'emploi), du coin salarial et des prix à la production retardés contemporains et anticipés. Ce dernier choix a pour but de rendre compte d'une rigidité nominale des salaires provenant de contrats imbriqués de durées diverses. Les deux auteurs estiment leur équation sur un panel de 16 pays industrialisés sur la période 1982-1996. La méthode utilisée est celle des moments généralisés, afin de prendre en compte la non-observabilité des anticipations des prix futurs par les agents et de l'endogénéité de certaines variables explicatives.

Un résultat obtenu est que le taux d'emploi est un meilleur indicateur des tensions sur le marché du travail que le taux de chômage. Ensuite, les principales différences entre pays tiennent à la réponse des salaires à l'évolution de la productivité et aux tensions sur le marché du travail. Toutefois, si l'élasticité du coût du travail à l'emploi varie nettement entre les pays, dans les pays européens elle reste globalement de l'ordre des résultats de Blanchflower et Oswald (1995) pour lesquels l'élasticité du salaire au taux de chômage est d'environ 0,1. En revanche, le taux d'emploi n'a pas d'impact significatif sur l'évolution des salaires aux États-Unis, où les ajustements du marché de l'emploi s'effectuent davantage par des flux de main-d'œuvre entre États que par une modification des salaires. Les autres paramètres de l'équation ont des valeurs communes dans tous les pays de l'échantillon. Le coin salarial a un effet positif mais faible sur le coût du travail : une hausse des cotisations sociales est donc principalement supportée par une baisse du salaire perçu par le salarié, conformément aux résultats de Cotis et Loufir (1990).

La Banque Centrale Européenne, et antérieurement certaines banques centrales nationales, utilisent le taux de croissance de la masse monétaire comme un objectif intermédiaire de la politique monétaire, dont la satisfaction leur permettra d'atteindre l'objectif plus fondamental de stabilité des prix. Ce choix n'est possible que si le lien entre croissance monétaire et inflation présente une certaine stabilité, ce qui requiert que la demande de monnaie par le secteur privé ne change pas trop au cours du temps. Le fait que le comportement de détention d'encaisse ait peu changé en Allemagne au cours des années soixante-dix et quatre-vingt, à la différence de la plupart des autres pays industrialisés, est une des raisons de l'importance portée par la Bundesbank à la surveillance des agrégats monétaires. Mais même quand les banques centrales n'accordent pas une grande importance à l'évolution de la

quantité de monnaie, on peut penser que les effets de la politique monétaire dépendent des caractéristiques de la demande de monnaie. Si celle-ci est instable, les effets de la politique monétaire deviendront plus incertains. Si les comportements de demande d'encaisse changent entre pays de la zone euro, on peut craindre que la centralisation de la politique monétaire au niveau européen conduise à des effets contrastés entre ces pays, et soit donc source de chocs asymétriques sur les conjonctures européennes.

Christian Bordes, Hélène Chevrou-Séverac et Vêlayoudoum Marimoutou ont estimé des fonctions de demande de monnaie pour l'Allemagne, la France, l'Italie et l'Espagne sur la période 1979-1999. Ils définissent la monnaie d'une façon large, par l'agrégat M3, sauf pour l'Italie où des disponibilités statistiques les forcent à retenir M2. Leur fonction de demande de monnaie est un modèle à correction d'erreur, où l'encaisse réelle dépend du *PIB* réel et de l'écart entre le taux d'intérêt à long terme et celui à court terme, qui mesure le coût d'opportunité de la détention de liquidités. Le taux d'inflation ne s'avère pas une variable explicative satisfaisante.

Un premier résultat est que la fonction de demande de monnaie a continué à rester stable en Allemagne dans les années quatre-vingt-dix, si on excepte une brève période après la réunification. Elle est devenue stable en France dans la même décennie, quand la libéralisation des activités financières et bancaires était pratiquement achevée. En revanche, la demande de monnaie est peu stable en Italie et moins encore en Espagne. Ces pays semblent être dans la situation que connaissait la France dans les années quatre-vingt, et le comportement monétaire des agents privés a été sensible aux incertitudes sur l'adhésion des ces deux pays à la monnaie européenne commune.

Pour les deux premiers pays où il est possible d'identifier une fonction de demande de monnaie de long terme stable, l'élasticité de l'encaisse réelle par rapport au *PIB* est égale à 1 (France) ou un peu inférieure à l'unité (Allemagne). La semi-élasticité par rapport à l'écart entre les taux d'intérêt de court et de long terme est élevée en France et négligeable en Allemagne. L'ensemble de ces résultats rend sceptique sur la signification économique qu'auraient des agrégats monétaires européens, par exemple pour guider la politique monétaire de la BCE. Il nous semble cependant moins convaincant qu'ils puissent constituer la base d'une critique de la centralisation de la politique monétaire au niveau de la Banque Centrale Européenne. D'abord, dans une économie où la banque centrale adopte une règle de Taylor, la fonction de demande de monnaie ne joue guère dans la détermination des principaux agrégats économiques. Ensuite, est-on certain que les fonctions de demande de monnaie des différentes régions d'un même pays aient toujours été stables et voisines ? Cette éventualité n'a pourtant que rarement été avancée à l'encontre de l'existence d'une banque centrale nationale.

Les canaux de transmission des politiques économiques

Les modèles macro-économétriques keynésiens obtiennent des multiplicateurs élevés et persistants des effets d'un accroissement du déficit budgétaire sur l'activité économique, même s'ils concluent que l'amplitude de ces multiplicateurs a baissé au cours du temps par suite de l'ouverture croissante des économies. Cette conclusion a fait l'objet de critiques de la part des économistes utilisant un traitement statistique des données sans cadre théorique contraignant donné a priori. Ainsi les modèles VAR semblent mettre en évidence un effet très faible du déficit budgétaire sur l'activité économique. Pour leur part Alesina et Perotti (1996) ont abordé cette question en recourant à des méthodes de statistique descriptive appliquées aux périodes de forte hausse ou de forte baisse du déficit budgétaire, pour un grand nombre de pays. Une de leur conclusion est qu'un ajustement budgétaire qui réussit à réduire le taux d'endettement public a un effet bénéfique sur l'emploi et la croissance. En utilisant la même méthodologie, Cour, Dubois, Mahfouz et Pisani-Ferry (1996) montrent que si un petit ajustement budgétaire a les effets récessifs keynésiens habituels (avec un multiplicateur de l'ordre de 1), un ajustement important n'a pas d'effets sur l'activité.

Pierre-Yves Hénin et Pape N'Diaye complètent les études précédentes en combinant la rigueur de l'analyse VAR avec les non-linéarités prises en compte par les études de statistique descriptive. Pour cela ils recourent à un VAR bi-varié à 4 régimes, combinant expansion et récession économiques d'une part et équilibre et déficit budgétaires d'autre part, et ils estiment ce modèle pour 4 pays industrialisés. Les auteurs concluent qu'à l'intérieur de chaque régime, une réduction (augmentation) du déficit budgétaire a souvent un effet positif (négatif) sur l'activité économique, ce qui contredit l'analyse keynésienne. Cependant, un régime de déficit budgétaire est accompagné par une probabilité relativement élevée de poursuite d'une expansion, ou de passage d'une récession à une expansion. En revanche, un régime d'équilibre budgétaire est accompagné par une probabilité plus forte de rester ou d'entrer en récession. Ces résultats n'en confirment pas moins les doutes soulevés par les études plus anciennes sur le bien-fondé des politiques budgétaires activistes et sur le coût économique qu'aurait une politique de contrôle des déficits et de l'endettement publics.

Il est usuel de considérer que la politique monétaire affecte l'économie par deux canaux : les taux d'intérêt et le crédit. Benoît Mojon s'intéresse au premier canal dans les pays membres de l'UEM. Il examine d'abord le *pass through* des taux directeurs des marchés monétaires aux taux bancaires : le degré de concurrence entre banques et les relations privilégiées entre les banques et leurs clients diffèrent entre pays européens et affectent l'ampleur et la rapidité de la transmission des taux sur le marché monétaire aux taux auxquels se financent les entreprises. Il apparaît alors que la déréglementation du marché bancaire en Europe a contraint progressivement les banques à répercuter assez rapidement les baisses des taux du marché monétaire sur les taux débiteurs des banques et les hausses des taux du marché

monétaire sur les taux créditeurs. Cette convergence des *pass through* en Europe devrait être accentuée par l'augmentation de la concurrence que subiront les banques en raison du développement des titres de créances non bancaires stimulé par l'intégration monétaire des marchés de capitaux de la zone euro, mais aussi par la diminution et la mise en commun de la volatilité du taux directeur qui est un des déterminants de l'ampleur du *pass through*. Mojon étudie ensuite pour les pays de la zone euro la structure des bilans des ménages et des entreprises, et la structure par terme des échéances des contrats de taux d'intérêt, qui conditionnent les effets des taux d'intérêt directeurs sur les comportements des agents non financiers. Il montre que la convergence nominale en Europe a induit des ajustements de portefeuille et des contrats de taux d'intérêt qui ont tendance à réduire les asymétries d'un pays à l'autre en termes d'effets revenus de la politique monétaire. Mais des effets riches importants peuvent continuer à caractériser les ménages italiens, leurs portefeuilles d'obligations étant sensiblement plus importants qu'en Allemagne, en Espagne ou en France. Toutefois l'impact des chocs de politique monétaire sur la richesse financière est incertain et la propension à dépenser de la richesse financière semble être assez faible dans la zone euro. En conclusion il apparaît que si les effets de la politique monétaire de la BCE passant par le canal des taux d'intérêt ont pu présenter une certaine asymétrie en Europe, celle-ci est en cours de réduction et ne devrait plus être très importante actuellement.

Le second canal de transmission de la politique monétaire est le canal du crédit. Les banques qui prêtent aux entreprises disposent d'une information incomplète sur la qualité des firmes et sur le caractère judicieux de l'utilisation des fonds prêtés. Ce double problème d'anti-sélection et d'aléa de moralité conduit les banques à rationner leur crédit en se fondant sur la valeur de l'entreprise qui joue un rôle de collatéral. Des taux d'intérêt élevés réduisent cette valeur et aggravent le rationnement du crédit. Les entreprises se trouvent limitées alors à leurs ressources d'autofinancement, ou doivent recourir au crédit inter entreprise. Certes les entreprises prêteuses sont en général en relation commerciale avec les entreprises emprunteuses et souffrent moins que les banques d'un déficit informationnel. Mais si leur rationnement est moins strict, les taux auxquels elles prêtent sont plus élevés. Ainsi, quand les taux d'intérêt sont élevés, les entreprises ont plus de difficultés à se financer, et en conséquence réduisent leur production et leurs investissements. Il convient de remarquer que le canal du crédit peut aussi concerner le financement des entreprises sur le marché financier, qui peut devenir plus difficile quand les taux d'intérêt sont plus élevés. Il semble enfin naturel de s'attendre à ce que les entreprises les plus petites ou les plus endettées soient particulièrement sensibles au canal du crédit.

Anne Beaudu et Thomas Heckel ont analysé l'existence du canal du crédit sur un panel d'entreprises, agrégées par secteurs d'activités et par tailles, de 8 pays européens sur des périodes allant selon les cas de 6 ans à 14 ans. Ils testent si l'investissement des entreprises est, toutes choses égales par ailleurs et notamment la position dans le cycle économique, plus sensible à leurs capacités d'autofinancement en période de restriction monétaire qu'en période de taux d'intérêt bas. Les auteurs concluent qu'il en est bien ainsi pour les petites entreprises, mais

pas pour les moyennes ni les grandes. Ils trouvent aussi que le canal du crédit est plus puissant pour les petits pays (Belgique, Autriche, Portugal, Pays-Bas) qui ont des marchés financiers moins développés, mais aussi pour les pays où les petites entreprises ont des ratios fonds propres / ressources financières particulièrement faibles (Allemagne, Autriche). Cette étude, contrairement à la précédente, conclut donc que la politique monétaire européenne a et aura des effets asymétriques sur les différents pays européens, probablement pour assez longtemps.

Les économistes ont remarqué qu'il existait une corrélation positive entre la pente de la courbe des taux d'intérêt et le taux de croissance de l'économie qu'on observera cinq à sept trimestres plus tard. La pente de la courbe des taux est mesurée par le *spread* entre un taux de maturité égale à l'horizon de la prévision et un taux court. Ce résultat a donné lieu à plusieurs explications théoriques. Par exemple, si les agents anticipent une faible croissance, ils prévoient une détente de la politique monétaire qui se répercute immédiatement dans les taux longs. De même une hausse des taux courts accompagnée d'une baisse du *spread* montre que les marchés anticipent que la politique monétaire restrictive courante ne sera pas poursuivie, et donc que l'activité économique reprendra plus tard. Enfin, une courbe des taux pentue montre aux consommateurs que les taux d'intérêt vont augmenter et qu'il convient donc d'épargner plus maintenant pour consommer davantage plus tard.

Les économistes ont cependant également remarqué que la liaison entre la pente de la courbe des taux et l'activité économique future n'est pas très stable au cours du temps et que cette relation ne permet pas le plus souvent de prévoir les évolutions du *PIB* qui suivent la période d'estimation mieux qu'un simple modèle autorégressif. Franck Sédillot a d'abord estimé pour l'Allemagne, les États-Unis et la France une équation reliant le taux de croissance du *PIB* sur une période de plusieurs trimestres à ses valeurs passées et au *spread*. Ce modèle linéaire donne des résultats aussi décevants que ceux plus anciens de la littérature économique : sur la période d'estimation cette équation rend assez bien compte des fluctuations du taux de croissance du *PIB* ; mais sa stabilité ne semble assurée que pour le cas de l'Allemagne. De plus les qualités prédictives de l'équation en dehors de la période d'échantillon sont faibles.

Cependant cela ne signifie pas que la pente de la courbe des taux n'apporte pas des informations précieuses sur le futur. Sédillot introduit son équation dans un modèle *probit* dont le but est de prévoir les récessions. Il obtient alors des résultats beaucoup plus convaincants, notamment pour les prévisions hors échantillon. Ainsi, comme dans l'étude d'Hénin et N'Diaye, le caractère décevant de certains résultats économétriques provient plus du caractère linéaire de l'équation estimée que de l'absence de liaison entre les variables étudiées. Cela démontre l'intérêt que peut avoir l'économétrie non-linéaire pour le macro-économiste.

Les règles de politique économique

Les règles de politique économique les mieux établies concernent la politique monétaire dont les objectifs sont la stabilisation des prix, de l'activité économique et du taux de change, à des degrés variables selon les pays. La politique budgétaire a parfois suivi ou suit certaines règles, par exemple, en Europe, les règles de convergence établies par le traité de Maastricht puis le pacte de croissance et de stabilité. Mais ce numéro ne comporte pas d'évaluation de ces dernières règles.

Clarida, Gali et Gertler (1997) avaient établi qu'une règle de Taylor représentait assez bien le comportement des Banques Centrales des grands pays industrialisés. Le taux d'intérêt directeur sur le marché monétaire serait fonction de ses valeurs passées, de l'inflation anticipée pour le futur et de l'*output gap* courant. De plus le taux d'intérêt nominal serait augmenté plus que l'inflation en cas de hausse anticipée de celle-ci, c'est-à-dire le taux d'intérêt réel augmenterait.

Laurent Bouscharain a poursuivi cette étude sur des données mensuelles plus récentes pour l'Allemagne, la France, l'Italie et le Royaume-Uni. Il a remplacé le taux interbancaire qui figure dans les équations de Clarida, Gali et Gertler, par le taux d'intervention des banques centrales qui est celui qu'elles contrôlent effectivement. Une particularité de ce taux est de varier par multiples entiers de 1/8 de pour cent. La prise en compte de cette particularité dans l'estimation a pour effet de faire disparaître de la fonction de réaction des banques centrales le taux d'intérêt retardé qui figurait avec un coefficient très proche de 1. Ainsi la persistance apparente du taux d'intérêt à court terme ne proviendrait pas de la volonté des banques centrales de lisser les variations de ce taux, mais simplement de leur obligation de le faire varier par sauts discrets. Une seconde particularité de l'étude de Bouscharain est d'introduire dans la fonction de réaction des banques centrales le taux d'intérêt américain et, en exceptant l'Allemagne, le taux d'intérêt allemand. Bouscharain cherche ainsi à prendre en compte la défense des parités européennes vis-à-vis du dollar d'une part et du mark d'autre part. Bouscharain compare enfin l'estimation effectuée sur les périodes 1972-1990 et 1990-1998.

Un premier résultat est que le coefficient de l'*output gap* est en général plus faible que la valeur de 0,5 posée par Taylor, et a en général baissé de la première à la seconde période. En revanche le coefficient de l'inflation, qui était de 0,38 pour l'Allemagne durant la première période, est passé à 2,15 en seconde période, soit plus que la valeur de référence de Taylor de 1,5. Ainsi une hausse de l'inflation en Allemagne entraîne, toutes choses égales par ailleurs, une élévation du taux d'intérêt réel. La sensibilité des taux d'intérêt français et italien au taux d'intérêt allemand a crû de la première à la seconde période. Dans les années quatre-vingt-dix le coefficient du taux allemand est sensiblement de 1 pour l'Italie et le Royaume-Uni, de 0,6 pour la France. Enfin le taux d'intérêt britannique, mais pas celui des autres pays européens, est très sensible au taux d'intérêt américain.

Les banques centrales semblent donc avoir pour objectif principal de stabiliser les prix, en agissant pour que le taux d'inflation ne s'écarte pas trop d'une valeur désirée. Une difficulté de cette règle est que l'inflation courante peut varier à la suite de chocs transitoires dont le caractère éphémère ne nécessite pas une action de la banque centrale. Ainsi une augmentation de la TVA peut élever le niveau des prix, mais son effet sur l'inflation n'est que transitoire et n'impose pas de réaction de la Banque Centrale. En revanche, celle-ci doit surveiller l'inflation sous-jacente (*core inflation*) dont les variations ont un caractère permanent, mais qui a le défaut de n'être pas observable. Le calcul de cette inflation latente se fait souvent en retirant de l'indice des prix, des biens ou des services dont la hausse semble résulter de causes spécifiques non permanentes. Selon les périodes les articles retirés de l'indice des prix seront les produits pétroliers, les biens alimentaires, les loyers fictifs, etc. Cette méthode, très *ad hoc*, est en plus dangereuse, et l'on se rappelle comment, après le choc pétrolier de 1973-1974, Arthur Burns avait fait retirer, de l'indice des prix utilisé par la Fed, successivement les produits énergétiques, les biens alimentaires, les bijoux, les caravanes, etc. jusqu'à faire disparaître plus de la moitié des articles que contenait initialement cet indice. Cette procédure fut l'une des raisons du retard pris par la Fed pour mener une politique restrictive, et en conséquence de l'inflation américaine de la seconde moitié des années soixante-dix.

Pascal Jacquinot propose ainsi d'estimer un VAR bivarié sur données mensuelles pour l'inflation et le taux de croissance de la production industrielle. Il extrait des deux chocs de l'estimation le choc monétaire, qui est identifié en supposant qu'il n'affecte pas la production à long terme. L'inflation sous-jacente est alors estimée en simulant le VAR avec le seul choc monétaire. Il applique cette méthode pour la France, l'Allemagne et les Etats-Unis sur la période 1974-1996. Jacquinot valide ensuite son calcul en montrant que la composante cyclique de l'inflation, c'est-à-dire l'écart de l'inflation sous-jacente à l'inflation observée, est positivement corrélée avec le taux d'utilisation des capacités de production, ce qu'il interprète comme une relation de Phillips de court terme. Un résultat intéressant est que la pente de cette courbe semble plus faible en Allemagne qu'en France, c'est-à-dire que les rigidités nominales seraient plus fortes dans le premier pays.

Stéphane Guéné, quant à lui, évalue les fondements économiques du « premier pilier » de la stratégie de la BCE, soit une référence de croissance de l'agrégat monétaire M3 inférieure à 4,5% à moyen terme. Ses estimations aboutissent à des conclusions mitigées. Elles montrent, ce qui est encourageant, qu'il est possible de rendre compte des évolutions des encaisses monétaires réelles de la zone euro à partir du PIB et des taux d'intérêt. L'élasticité de la demande de monnaie au PIB est, comme dans les équations estimées par la BCE (Coenen et Vega, 1999 ; Brand et Cassola, 2000), significativement supérieure à l'unité (valeur attendue dans un modèle où la monnaie est strictement détenue pour des motifs de transaction). Cette valeur peut s'expliquer par l'existence d'effets de richesse. En effet, dans un modèle de portefeuille, la détention d'un actif comme la monnaie dépend de son prix relatif (taux d'intérêt), du risque associé à sa détention (quasiment nul pour

la monnaie) et de la dynamique de la richesse des agents. Il est donc possible que le revenu puisse implicitement capter une partie de ces effets ce qui expliquerait que son élasticité dans la demande de monnaie soit supérieure à l'unité.

Les estimations s'avèrent cependant décevantes lorsque l'on examine le contenu en information des variations de M3. Cet examen est réalisé sur la base d'une modélisation *P-étoile*. Dans ce cadre, l'écart du prix à sa valeur fondamentale dépend à la fois de l'*output gap* et de l'écart de la vitesse de circulation de la monnaie à sa valeur structurelle : lorsque le niveau de prix est supérieur à son niveau *P-étoile*, l'inflation tend à diminuer. À partir d'une telle modélisation, la variation des prix n'est que marginalement expliquée par des variables monétaires. On ne peut de fait exclure que les encaisses monétaires puissent être affectées à des achats de biens et services comme à des transactions sur les marchés d'actifs. Dans ce contexte, l'écart de la vitesse de circulation de la monnaie à son niveau de long terme calculé dans cette étude contiendrait de l'information à la fois sur l'écart du prix à son niveau *P-étoile* mais aussi sur la valorisation des actifs financiers et immobiliers.

Jean-Pierre Laffargue

Pierre Malgrange

Alain Quinet

Cepremap et Team

Cepremap

**Direction de la
Prévision**

Bibliographie

Alesina A. et Perotti R. (1996). "Fiscal Adjustment", *Economic Policy*, 21.

Blanchflower D et Oswald A. (1995). *The Wage Curve*, The MIT Press.

Brand C. et Cassola N. (2000). "A Money Demand System for Euro Area M3", *Working Paper* n°39, ECB.

Coenen G. et Vega J.L. (1999). "The Demand for M3 in the Euro Area", *Working Paper*, n°6, ECB.

Clarida R., Gali J. et Gertler M. (1997). "Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence", *NBER Working Paper* n° 6254.

Cotis J.P. et Loufir R. (1990). "Formation des salaires, chômage d'équilibre et incidence des cotisations sur le coût du travail", *Économie et Prévision*, n° 92-93, pp. 97-110.

Cour P., Dubois E., Mahfouz S. et Pisani-Ferry J. (1996). "Quel est le coût de l'ajustement budgétaire ?", *Economie Internationale*, 68, pp. 7-30.