



Les indicateurs des conditions monétaires permettent-ils de prévoir l'activité économique ?

Christophe Blot, Grégory Levieuge

► To cite this version:

Christophe Blot, Grégory Levieuge. Les indicateurs des conditions monétaires permettent-ils de prévoir l'activité économique?. Revue de l'OFCE, 2008, 105, pp.55 - 85. 10.3917/reof.105.0091 . hal-03459798

HAL Id: hal-03459798

<https://sciencespo.hal.science/hal-03459798>

Submitted on 1 Dec 2021

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

LES INDICATEURS DES CONDITIONS MONÉTAIRES PERMETTENT-ILS DE PRÉVOIR L'ACTIVITÉ ÉCONOMIQUE ?

Christophe Blot

Département analyse et prévision de l'OFCE

Grégory Levieuge

CNRS – Laboratoire d'Économie d'Orléans

Dans une économie ouverte, le taux d'intérêt n'est plus suffisant pour rendre compte des effets de la politique monétaire. La prise en compte des taux de change s'avère nécessaire. Les ICM (indicateurs des conditions monétaires), qui combinent à la fois le taux de change et le taux d'intérêt en fonction de leur impact relatif sur la croissance et l'inflation, ont été proposés à cette fin et utilisés, soit à des fins d'analyse conjoncturelle, soit en tant que simple indicateur de politique monétaire. Mais, pour être un bon indicateur, les ICM doivent justifier de bonnes capacités prédictives. C'est précisément ce que nous tentons d'évaluer dans cette étude qui s'inscrit dans la veine des articles qui analysent le pouvoir prédictif d'indicateurs simples tels que les écarts de taux, les agrégats monétaires ou les prix d'actifs. Notre objectif est double puisqu'il s'agit d'une part de voir si les ICM parviennent à prévoir de façon satisfaisante la croissance et les récessions et d'autre part d'établir une hiérarchie entre les différents ICM qui ont été proposés. Les performances prédictives des ICM s'avèrent dans l'ensemble décevantes, ce que nous expliquons par leur inaptitude à saisir la dynamique des effets des variables qui le composent. C'est pourquoi nous proposons de calculer un ICM à poids variables dont nous évaluons la capacité prédictive. Dans l'ensemble, ces indicateurs sont plus performants puisqu'ils permettent de réaliser de meilleures prévisions que les ICM calculés habituellement et que celles issues d'un modèle purement autorégressif ou intégrant l'écart de taux.

Mots clés : Conditions financières et monétaires. ICM. Pouvoir prédictif. Prix d'actifs.

Si le taux de change n'est plus un objectif de politique monétaire dans les pays industrialisés¹, il demeure une variable d'intérêt pour les banques centrales en raison de l'influence de ses mouvements sur l'inflation — *via* le prix des importations — et sur l'activité — *via* la compétitivité. La question du rôle du taux de change dans les fonctions de réaction des autorités monétaires s'est logiquement posée à la suite de Ball (1999), Dennis (2000) et Gerlach et Smets (2000) qui ont démontré l'optimalité de l'intégration de cette variable dans les règles de politique monétaire. Pour autant, cette prise en compte n'est pas sans créer de nouvelles difficultés. En particulier, la réponse que doivent apporter les autorités monétaires au taux de change doit être conditionnée à la nature du choc (Freedman, 2000), qui, dans un environnement incertain, ne peut être facilement identifiée par les banques centrales. La conduite de la politique monétaire est alors plus complexe, au risque même de contrebalancer les gains généralement faibles en matière de stabilisation². Dans ces conditions, Leitemo et Soderstrom (2005) montrent que le ciblage du taux de change est contreproductif et qu'il est préférable de recourir à une règle de Taylor simple plutôt que de cibler le taux de change. Levieuge (2006) ajoute qu'en présence d'incertitude sur la valeur d'équilibre du taux de change, le coefficient de réaction associé au taux de change est proche de zéro, si bien que la règle optimale tend alors vers une règle de Taylor simple.

De fait, les banques centrales ont d'ailleurs renoncé à élever le taux de change au rang d'objectif de politique monétaire. C'est le cas de la Banque du Canada et de la Réserve fédérale de Nouvelle-Zélande qui ont abandonné le ciblage du taux de change au profit d'une stratégie de ciblage direct de l'inflation. Pour autant, il ne faut pas en conclure que le taux de change doit être complètement négligé dans la mise en œuvre de la politique monétaire. Une attitude de douce négligence n'est pas plus appropriée dans la mesure où elle ne tient pas compte du canal du taux de change dans la transmission de la politique monétaire. En économie ouverte, l'effet de la politique monétaire ne peut être dissocié des effets liés au taux de change. L'orientation de la politique monétaire doit être appréciée à l'aune de l'évolution du taux d'intérêt et du taux de change. C'est précisément la logique qui a conduit à la définition des indices de conditions monétaires (ICM), construits initialement comme une somme pondérée des variations du taux d'intérêt et du taux de change. En pratique, certaines banques centrales³, mais

1. Le Japon intervient sur le marché des changes pour orienter les mouvements du yen, mais il n'en fait pas pour autant un objectif explicite de politique monétaire calant son taux d'intérêt en fonction du taux de change.

2. Voir Svensson (2000), Batini *et al.* (2001) et Leitemo (1999).

3. En Suède, Norvège ou Islande par exemple.

aussi des institutions internationales (FMI) et des institutions financières (Deutsche Bank, Goldman Sachs, J.-P. Morgan, Merrill Lynch, Tokai Bank) utilisent des ICM en tant que simple indicateur. L'ICM sert alors l'analyse conjoncturelle, permet d'évaluer l'orientation de la politique monétaire ou peut justifier les écarts à la règle de politique monétaire. Cependant, il apparaît immédiatement que le taux de change n'est pas le seul canal de transmission de la politique monétaire. D'autres variables clés telles que le taux d'intérêt de long terme ou les prix d'actifs doivent être considérées afin de déterminer l'orientation de la politique monétaire ou, plus généralement, l'évolution des conditions monétaire et financière. La définition des ICM a logiquement été élargie dans ce sens.

Pour être un bon indicateur, l'ICM doit être relié aux objectifs finaux de la politique monétaire. Autrement dit, les ICM doivent présenter de bonnes capacités prédictives. La question du pouvoir informatif des ICM est cependant peu traitée dans la littérature empirique. Elle constitue la motivation principale de notre article qui s'inscrit dans la veine des travaux menés par Goodhart et Hofmann (2001), Batini et Turnbull (2002) et Gauthier et *al.* (2004). Elle s'en différencie en ce sens que nous comparons les propriétés informatives de différents ICM sur la base de plusieurs critères d'évaluation. Nous proposons en outre une autre définition et une autre méthode de construction des ICM qui permet de mieux prendre en compte la dynamique de l'effet des variables qui le composent.

La conduite de la politique monétaire doit permettre la stabilisation de l'activité et de l'inflation. Dans la mesure où la transmission de la politique monétaire n'est pas instantanée, un bon indicateur de politique monétaire ne peut pas uniquement avoir de bonnes performances explicatives ; il doit également justifier de capacités prédictives fiables. Nous jugeons donc de la pertinence des ICM en tant qu'indicateur conjoncturel et de politique monétaire en fonction de son pouvoir prédictif, c'est-à-dire à partir de ses propriétés *out-of-sample*. Ainsi, cet article s'inscrit dans le courant de littérature qui tente d'évaluer le pouvoir prédictif d'indicateurs économiques simples tels que l'écart de taux d'intérêt, les agrégats monétaires ou plus généralement les prix d'actifs⁴. Nous ne prétendons pas que ces indicateurs, ICM ou *spreads* de taux, suffisent à la prévision. Ils ne peuvent à ce titre être assimilés aux indicateurs avancés développés par exemple au sein de l'OFCE pour effectuer des prévisions trimestrielles à court terme aussi précises que possible du PIB⁵. Mais, dans la mesure où ils sont facilement calculés, nous voulons savoir s'ils donnent une indication valable et donc exploitable de l'orientation économique future, ce qui leur confère une utilité au sein de la gamme de variables examinées par les banques

4. Voir par exemple Stock et Watson (2001), Mauro (2000) et Campbell (1999).

5. Voir par exemple Charpin (2002) et Heyer et Pélérax (2004) pour le développement de ce type d'outil pour la zone euro et la France.

centrales pour la mise en œuvre de la politique monétaire ou dans le cadre des analyses conjoncturelles menées par les institutions internationales ou par les organismes de conjoncture ⁶.

Le reste de l'article est organisé de la façon suivante. Nous revenons en premier lieu sur les différentes définitions qui ont été proposées pour les ICM ainsi que sur les différentes approches utilisées pour les estimer. La méthode économétrique permettant d'évaluer le pouvoir informatif des ICM est expliquée dans une deuxième section. Nous étudions la capacité des ICM à expliquer et prévoir la croissance de la production industrielle ainsi que la probabilité d'un retournement conjoncturel, à partir d'un modèle probit. Les prévisions sont comparées à celles obtenues à partir d'un modèle autorégressif simple ou à partir de l'écart de taux d'intérêt (ou *spread* de taux). La méthodologie est appliquée à plusieurs ICM qui diffèrent, soit par le nombre de variables qui le composent, soit par la méthode utilisée pour déterminer les poids associés aux variables (section 3). Nos résultats indiquent que les ICM, tels qu'ils sont traditionnellement construits, ont un très faible pouvoir prédictif. Cette défaillance s'explique par le fait que la dynamique de transmission des chocs de taux d'intérêt et de taux de change n'est pas constante au cours du temps et distincte entre les deux variables — du fait de la rigidité des prix des biens échangeables, de l'existence de contrats à taux fixes, du délai de transmission le long de la courbe des taux... Or les méthodes habituellement utilisées pour construire les ICM ne permettent pas d'évaluer ces différences et ces délais de transmission des variations des taux d'intérêt et de change sur l'activité économique. C'est pourquoi nous proposons une définition de l'ICM qui tient compte de façon explicite de la dynamique de transmission des chocs. L'ICM, appelé ICM à poids variables ou dynamiques (DW-MCI pour *Dynamic weight*), prend en compte les fluctuations passées des variables qui se voient attribuer un poids différent selon la dynamique de leurs effets ⁷.

I. Définition et construction des ICM

Les différents ICM développés par les organismes économiques ou dans les milieux académiques peuvent être synthétisés par la formule générale suivante :

$$MCI_t = \beta_r (r - \bar{r})_t + \beta_q (q - \bar{q})_t + \beta_\rho (\rho - \bar{\rho})_t + \beta_z (z - \bar{z})_t \quad (1)$$

6. On peut imaginer que les ICM pourraient être directement intégrés dans les indicateurs avancés synthétisant l'information sur l'impact des variables monétaires et financières.

7. L'ICM ainsi défini est une extension de l'ICM dynamique proposé par Batini et Turnbull (2002).

Dans sa version initiale, l'ICM est un indicateur synthétique combinant les écarts du taux d'intérêt à court terme (r) et du taux de change (q) à leur valeur de référence respective, $(\bar{r})$ et $(\bar{q})$. Ensuite, pour prendre en compte une gamme plus large de canaux de transmission de la politique monétaire, les prix d'actifs ont été intégrés. La définition de l'ICM est alors élargie au taux d'intérêt de long terme (ρ) et à un indice de cours boursiers (z). La dimension de l'indicateur ainsi construit va au-delà des simples conditions monétaires si bien que l'on parle plutôt d'indicateur des conditions monétaires et financières, ICMF.

La construction des ICM dépend crucialement de la méthode adoptée pour le calcul des poids (β_x) associés à chacune des variables et de la valeur de référence $\bar{x}$ retenue pour les variables $x = \{r, q, \rho, z\}$. Les coefficients associés au poids traduisent l'influence des mouvements des taux d'intérêt, du taux de change ou des cours boursiers sur la production. Une méthode régulièrement utilisée pour déterminer les poids repose sur l'estimation d'un modèle VAR à partir duquel on déduit les élasticités de la variable d'activité aux chocs sur les taux d'intérêt, le taux de change et/ou le cours boursier. Ensuite, pour les valeurs de référence, nous retenons un niveau « d'équilibre » de long terme tel qu'une valeur proche de 0 pour l'ICM correspond à des conditions monétaires et financières « neutres ». En pratique, $(x - \bar{x})$ est défini comme l'écart de la variable x à sa tendance issue d'un filtre de Hodrick-Prescott.

Comme nous l'avons souligné, plusieurs définitions et méthodes peuvent être retenues pour déterminer l'ICM. Ainsi, il est intéressant de poser la question des variables devant être intégrées dans l'indicateur. Un indicateur prenant en compte un ensemble plus large de canaux de transmission de la politique monétaire est-il plus performant qu'un indicateur plus simple reposant uniquement sur le taux d'intérêt à court terme et sur le taux de change ? De même, on peut se demander si la méthode utilisée pour déterminer les poids des variables modifie les performances des indicateurs. À ce titre, nous attachons une importance particulière à la modélisation des effets des chocs sur les variables intégrées dans l'ICM. Sur cette base et suivant Goodhart et Hofman (2001), nous examinons d'abord le contenu informatif de différents ICM dont la détermination repose sur l'estimation de modèles VAR. Les propriétés de ces ICM qualifiés d'ICM de long terme (LT-MCI) sont comparées à celles des ICM dont les poids sont donnés par le FMI. Enfin, nous proposons une définition modifiée de l'ICM (DW-MCI) avec des poids variables et dont les propriétés sont également étudiées. Les variables considérées dans les différents ICM sont les suivantes :

- le taux d'intérêt à court terme et le taux de change (MCI1 par la suite avec $\beta_r \neq 0$, $\beta_q \neq 0$, et $\beta_\rho = \beta_z = 0$),
- les taux d'intérêt à court et long terme et le taux de change (MCI2 par la suite avec $\beta_r \neq 0$, $\beta_q \neq 0$, $\beta_\rho \neq 0$ et $\beta_z = 0$),

— les taux d'intérêt à court et long terme, le taux de change et les cours boursiers (*FMCI* par la suite avec $\beta r \neq 0$, $\beta q \neq 0$, $\beta p \neq 0$ et $\beta z \neq 0$).

Les séries (y compris les taux de change effectif réels) sont issues de la base de données du FMI et sont exprimées en termes réels. Les taux d'intérêt sont déflatés par le taux d'inflation de la période suivante⁸, tandis que l'indice des cours boursiers et les taux de change effectifs sont déflatés par l'indice des prix à la consommation. Enfin, nous utilisons des données en fréquence mensuelle afin de disposer du plus grand nombre possible d'observations. L'indicateur d'activité utilisé est alors la production industrielle plutôt que le PIB.

2. Analyse du contenu informatif des ICM : méthode et critères d'évaluation

Avant de décrire la procédure économétrique suivie, il convient de rappeler la mise en garde de Woodford (1994) qui affirme que la faiblesse du pouvoir prédictif d'un indicateur n'implique pas nécessairement que cet indicateur n'est pas pertinent. Supposons en effet qu'une variable quelconque X est parfaitement corrélée *ex-ante* avec une autre variable Y . Si la banque centrale contrôle parfaitement X et qu'elle décide de cibler cette variable afin de stabiliser Y , alors, *ex-post*, la relation entre X et Y disparaît. Considérons l'exemple suivant où l'évolution de X permet d'anticiper une récession. La banque centrale est alors amenée à réagir afin d'atteindre son objectif final de stabilisation de Y . Il en résulte que Y a été stabilisé et donc que l'évolution de X n'a pas été suivie d'une récession. Dans ces conditions, une analyse *ex-post* ne permettrait pas d'identifier l'existence d'une relation entre X et Y . C'est pourquoi Woodford (1994) prétend que : « *one might argue that in any event a finding of insignificant forecasting power for a given indicator allows me to make the recommendation that policy should respond to that variable exactly to the extent that it already does, neither more nor less* ».

Partant de cet argument, il faut garder à l'esprit que le test du pouvoir prédictif des ICM est en fait un test d'hypothèses jointes selon lequel X contient de l'information sur Y , la banque centrale ne cible pas X et qu'elle n'exerce pas un contrôle parfait sur X . En conséquence, il peut être *a priori* délicat d'identifier la ou les raisons du rejet de l'hypothèse nulle. Cependant, les banques centrales ne ciblent pas ou plus en

8. Étant donné l'inertie du taux d'inflation, le choix du déflateur n'est pas de nature à influencer nos conclusions. Ce choix reste cependant plus problématique pour le taux d'intérêt à long terme. Mais, tous les ICM étant déterminés de la même façon, ils intègrent donc le même biais potentiel. Il n'y a donc aucune raison pour que la hiérarchie que nous établissons entre les ICM en soit modifiée.

pratique les ICM. De plus, elles n'exercent pas un contrôle parfait sur toutes les variables de l'ICM puisque le taux de change, le taux d'intérêt à long terme et les cours boursiers sont des variables déterminées sur les marchés financiers et sur lesquelles les autorités monétaires exercent certes une influence mais pas un contrôle *stricto sensu*. Par la suite, nous considérerons donc qu'un rejet de l'hypothèse nulle résultera essentiellement d'une absence de pouvoir prédictif des ICM sur l'activité économique.

2.1. Le pouvoir explicatif des ICM

En reprenant la méthodologie généralement suivie pour analyser le contenu informatif d'autres indicateurs simples, nous étudions en premier lieu le pouvoir explicatif (*in-sample*) des différentes versions de l'ICM sur la croissance de la production industrielle. Nous estimons alors la régression suivante :

$$\left(\frac{1200}{k}\right) \log\left(\frac{y_{t+k}}{y_t}\right) = \alpha + \lambda \left(\frac{1200}{k}\right) \log\left(\frac{y_t}{y_{t-k}}\right) + \beta W_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

où la partie gauche de l'équation désigne le taux de croissance de la production industrielle pour les différents horizons de prévisions ($k = 3, 6, 12$ mois) et W correspond à l'indicateur : MCI, FMCI ou *spread* de taux ; ce dernier étant défini comme l'écart entre le taux à 10 ans des emprunts d'état et le taux interbancaire à 3 mois. De nombreuses études empiriques reconnaissent que c'est l'indicateur simple dont les capacités prédictives sont les plus performantes⁹.

Les équations sont estimées sur la période 1980 : 01 – 2003 : 01 pour les pays du G7. La matrice des variances-covariances est corrigée avec l'estimateur de Newey et West (1994) afin de tenir compte de l'autocorrélation des résidus.

2.2. Prévisions *out-of-sample* de l'activité

Des prévisions *out-of-sample* (hors échantillon), permettant d'évaluer le pouvoir prédictif des ICM, sont générées à partir de l'équation (2). Les divers indicateurs X ($=MCI1, MCI2$ et $FMCI$) sont utilisés pour prévoir le taux de croissance de la production industrielle aux horizons de 3, 6 et 12 mois. Ces prévisions sont comparées à celles obtenues à partir d'un modèle purement autorégressif¹⁰ et d'un modèle intégrant le *spread* de taux. Les projections sont réalisées du point de vue du prévisionniste qui actualise à chaque période son ensemble d'informations, c'est-à-dire qu'il prend non seulement en compte l'arrivée de

9. Voir notamment Estrella et Mishkin (1998), Dotsey (1998) ou Stock et Watson (2001).

10. Pour le modèle autorégressif, cela revient à poser $\beta = 0$ dans l'équation (2).

nouvelles données mais également l'évolution des paramètres du modèle. Le modèle (2) est ainsi estimé récursivement sur la période 1980 : 01 – (t-k), où (t) va de 1997 : 12 à 2002 : 11. Un nouveau jeu de prévisions aux différents horizons est donc généré à chaque période. Ces nouvelles prévisions bénéficient des nouvelles données pour les ICM¹¹ et le *spread* ainsi que de la ré-estimation des paramètres du modèle. Le taux de croissance anticipé est donc déterminé de la façon suivante selon les différents modèles :

$$\text{Modèle autorégressif : } E_t(g_{t+1+k}) = \hat{\alpha}_t + \hat{\lambda}_t(g_{t+1}) \quad (3)$$

$$\text{Modèle ICM : } E_t(g_{t+1+k}) = \hat{\alpha}_t + \hat{\lambda}_t(g_{t+1}) + \beta_t X_{t+1} \quad (4)$$

$$\text{Modèle spread : } E_t(g_{t+1+k}) = \hat{\alpha}_t + \hat{\lambda}_t(g_{t+1}) + \hat{\theta}_t \text{spread}_{t+1} \quad (5)$$

A partir des prévisions obtenues, nous calculons l'erreur quadratique moyenne (RMSE) pour chaque modèle et pour chaque horizon de prévision. La comparaison des résultats s'effectue ensuite sur la base des ratios de RMSE, c'est-à-dire en calculant le rapport du RMSE du modèle ICM sur le RMSE du modèle autorégressif ou du modèle *Spread*. Un ratio inférieur à 1 témoigne de la supériorité du modèle avec ICM et inversement pour un ratio supérieur à 1. Suivant la procédure proposée par Diebold et Mariano (1995), nous testons l'égalité à 1 du ratio ; l'hypothèse alternative du test étant que le ratio est supérieur ou inférieur à 1.

2.3. Capacité à prévoir les retournements de tendance

De la même façon que nous étudions la capacité explicative et prédictive des ICM vis-à-vis du taux de croissance de l'activité, nous analysons la capacité des ICM à prévoir les retournements de tendance. À cette fin, nous modélisons la probabilité d'être en récession à l'horizon de k trimestres en estimant des modèles probit. Une même approche en deux étapes est adoptée. Nous étudions les propriétés explicatives des ICM puis nous générons des prévisions et calculons les erreurs quadratiques moyennes.

Nous construisons dans un premier temps une variable indicatrice pour identifier les périodes de récession qui correspondent aux dates où le taux de croissance de la production industrielle est négatif. L'occurrence d'une récession est notée $RE(t) = 1$. Les prévisions sont déterminées suivant les relations suivantes qui ont été estimées pour analyser la qualité d'ajustement des modèles avec ICM ou écart de taux :

$$\text{Modèle ICM : } E_t[P(RE_{t+k+1}=1)] = \Phi[\hat{\alpha}_t + \hat{\lambda}_t P(RE_{t+1}=1) + \hat{\beta}_t X_{t+1}] \quad (6)$$

$$\text{Modèle Spread : } E_t(P(RE_{t+k+1}=1)) = \Phi[\hat{\alpha}_t + \hat{\lambda}_t P(RE_{t+1}=1) + \hat{\theta}_t \text{spread}_{t+1}] \quad (7)$$

11. Pour les ICM et le spread, nous utilisons systématiquement des variables observées. Nous évitons ainsi de cumuler les erreurs de prévisions de l'ICM et de l'activité économique. Voir Gamber et Hakes (2005) sur cette question spécifique.

où Φ désigne la fonction de répartition de la Loi Normale et X est un indicateur ($MCI1$, $MCI2$ ou $FMCI$).

Les équations sont estimées pour les pays du G7 aux différents horizons de prévision. Nous corrigeons l'autocorrélation des résidus et utilisons le pseudo- R^2 proposé par Estrella (1998) pour évaluer la qualité de l'ajustement. Ensuite, nous pouvons calculer les projections de retournements de tendance à 3, 6 ou 12 mois à partir des valeurs observées des ICM. Comme pour le taux de croissance de la production industrielle, le modèle est estimé de façon récursive sur la période 1980 : 01 – (t-k) où (t) va de 1997 : 12 à 2002 : 11. Nous calculons ensuite les erreurs quadratiques moyennes (RMSE) à partir des écarts entre la probabilité estimée et l'indicatrice correspondant à la récession ($RE(t) = 1$). La méthode de Diebold et Mariano (1995) est ensuite appliquée pour tester l'égalité à 1 des ratios de RMSE.

3. Le contenu informatif des ICM(F)

L'article est à la fois motivé par l'évaluation des ICM en tant qu'indicateur pour la politique monétaire et l'analyse conjoncturelle mais également par le souci de fournir une grille d'analyse comparative des différents ICM qui ont été proposés dans la littérature. Parmi eux, quel est celui qui est le plus performant du point de vue du pouvoir prédictif ? Comme nous l'avons souligné, les différences entre les ICM proviennent essentiellement du nombre de variables intégrées et des poids attribués à ces variables. Nous expliquons dans un premier temps la méthode que nous retenons pour construire des ICM à partir d'une modélisation VAR. Nous évaluons ensuite le contenu informatif de ces indicateurs que nous comparons à celui obtenu pour les ICM dont les poids sont donnés par le FMI.

3.1. Définition et construction des ICM de long terme

Suivant la méthode proposée par Goodhart et Hofman (2001), nous estimons un modèle VAR pour chaque pays en considérant le même ensemble de variables. Ces variables sont introduites dans l'ordre suivant : croissance de la production industrielle (y), taux d'inflation annualisé (π), les taux d'intérêt à long terme (ρ) et court terme (r), le taux de change effectif réel (q) et l'indice boursier (z). Le modèle s'écrit alors de la façon suivante :

$$Y_t = \sum_{n=1}^p Y_{t-n} + \varepsilon_t \quad \text{avec} \quad Y = [y, \pi, r, \rho, q, z]' \quad (8)$$

Le nombre de retards (p) appliqué à chaque modèle est déterminé par un test de rapport de vraisemblance. L'ordre (p) est ensuite ajusté

de façon à pouvoir éventuellement tenir compte de l'autocorrélation des résidus¹². L'écriture VMA (*Vector moving average*) des modèles permet ensuite de déterminer les élasticités qui serviront à calculer le poids attribué à chacune des variables. Plus précisément, les poids β_x sont donnés par les multiplicateurs dynamiques issus des fonctions de réponse. On note ainsi $(\phi_{ij,m})$ la réponse de la $i^{\text{ème}}$ variable du vecteur Y à la date $(t+m)$ à un choc $(\varepsilon_{j,t})$ sur la $j^{\text{ème}}$ variable à la date (t) soit :

$$\phi_{ij,m} = \frac{\partial Y_{i,t+m}}{\partial \varepsilon_{j,t}} \quad (9)$$

On s'intéresse uniquement à la réponse de la variable représentant l'activité économique aux chocs non anticipés portant sur les composantes de l'ICM (F). Ensuite, pour chaque type de choc (taux de change, taux d'intérêt ou cours boursier), on calcule le poids β_x comme le rapport de l'élasticité de moyen terme de l'activité économique au choc considéré sur la somme des élasticités, soit :

$$\beta_x = \frac{\left| \sum_{t=1}^{t=n} \phi_{1x,t} \right|}{\sum_x \left| \sum_{t=1}^{t=n} \phi_{1x,t} \right|} \quad (10)$$

où $(\phi_{1x,t})$ on a noté la réponse à la date (t) de la production industrielle à un choc non anticipé sur X , l'activité économique étant la variable que l'on cherche à prévoir. En outre, on ne prend pas en compte l'ensemble des chocs mais uniquement ceux portant sur les variables intégrées dans l'ICM soit au maximum, les taux d'intérêt de court et de long terme, le taux de change et l'indice boursier. Ainsi, chaque variable est pondérée selon son influence relative sur l'activité à moyen et long terme. Pour les ICM les plus simples — avec taux court et taux de change — les poids sont calculés uniquement en référence aux chocs sur ces deux variables. La somme des poids est ainsi systématiquement égale à 100. Nous jugeons finalement qu'un horizon de un an est suffisant pour capter l'ensemble de la dynamique de l'activité économique en réponse aux différents chocs ; n est donc fixé à 12. Les ICM ainsi déterminés sont qualifiés d'ICM de long terme. Par la suite, on appellera LT-MCI1, l'indicateur calculé sur la base du taux d'intérêt à court terme et du taux de change, LT-MCI2 l'indicateur intégrant également le taux d'intérêt à long terme et LT-FMCI la variable prenant en compte l'indice boursier.

Le tableau 1 reporte les poids obtenus suivant cette méthode. Comme nous pouvions l'anticiper, le poids du taux d'intérêt excède systématiquement celui du taux de change. Ce dernier, donné par la relation $(\beta_q / (\beta_r + \beta_q))$ est compris entre 40 % pour l'Italie et 11 %

12. Nous avons par ailleurs introduit des variables indicatrices pour neutraliser les effets de la crise de change de 1992-1993 au Royaume-Uni et en Italie. Pour le Royaume-Uni, l'indicatrice prend la valeur de 1 entre 1990 : 10 et 1992 : 09. Pour l'Italie, l'indicatrice couvre les périodes 1992 : 06 – 1993 : 06 et 1995 : 02 – 1995 : 06.

pour le Japon. Il est proche de 24 % en France et au Canada, s'élève à 33 % au Royaume-Uni et n'excède pas 21 % aux États-Unis. Le tableau fait également apparaître les poids donnés par le FMI (*S-MCI*). On peut noter quelques différences. Mais, comme le soulignaient Ericsson et alii (1998) ou Eika et alii (1996), les poids attribués aux variables de l'ICM sont soumis à une forte incertitude qui résulte à la fois du choix du modèle et des sources d'erreur liées à l'estimation dans toute approche économétrique. Les ordres de grandeur sont toutefois cohérents. L'introduction du taux d'intérêt de long terme montre que le poids qui lui est associé est souvent plus élevé que celui lié au taux d'intérêt de court terme. C'est le cas notamment en France où les prêts sont majoritairement contractés à taux fixes et sont donc liés aux taux longs. Curieusement, on ne retrouve pas un résultat similaire en Allemagne. Au Royaume-Uni, la transmission de la politique monétaire passe principalement par le taux court puisque les prêts sont le plus souvent octroyés à taux variables. Le poids associé au taux court y est donc logiquement plus important. Finalement, les États-Unis, le Royaume-Uni et le Japon sont les pays où le poids de l'indice boursier est le plus élevé bien que nettement inférieur à celui des autres variables. Il aurait été surprenant de montrer que le canal du prix des actions est plus important que celui du taux d'intérêt ou du taux de change ¹³.

En outre, il apparaît clairement que l'orientation des indicateurs est très proche quel que soit le nombre de canaux de transmission considéré. Les exemples de la France et de l'Italie (graphique 1 et 2) illustrent la synchronisation des phases de durcissement ou d'assouplissement des conditions monétaires et financières dans les deux pays ¹⁴. Les seules différences ont trait à l'amplitude des variations de l'indicateur. En France, la récession de 1993 est très clairement précédée par un fort durcissement des conditions monétaires, de même que la reprise avortée de 1995. Pour l'Italie, c'est la crise de change de 1992 qui ressort nettement. La dépréciation de la lire contribue à une baisse de l'ICM, ce qui s'interprète comme un assouplissement des conditions monétaires. Les conditions monétaires sont ensuite assez volatiles jusqu'au retour de la lire dans le SME (Système monétaire européen) en novembre 1996.

13. Il aurait été particulièrement intéressant de confronter ces résultats aux conclusions d'articles s'intéressant à l'importance des différents canaux de transmission de la politique monétaire dans les pays considérés. Il n'existe cependant pas vraiment de consensus sur cette question. Quelles que soient les méthodes retenues, les analyses divergent le plus souvent, comme le montrent Dornbusch et alii (1998), De Bondt (1997), Mihov (2001) ou Mojon (2000) pour l'exemple de la France, l'Allemagne ou l'Italie.

14. Le constat est identique pour les cinq autres pays de l'échantillon.

1. Poids attribués aux variables des ICM

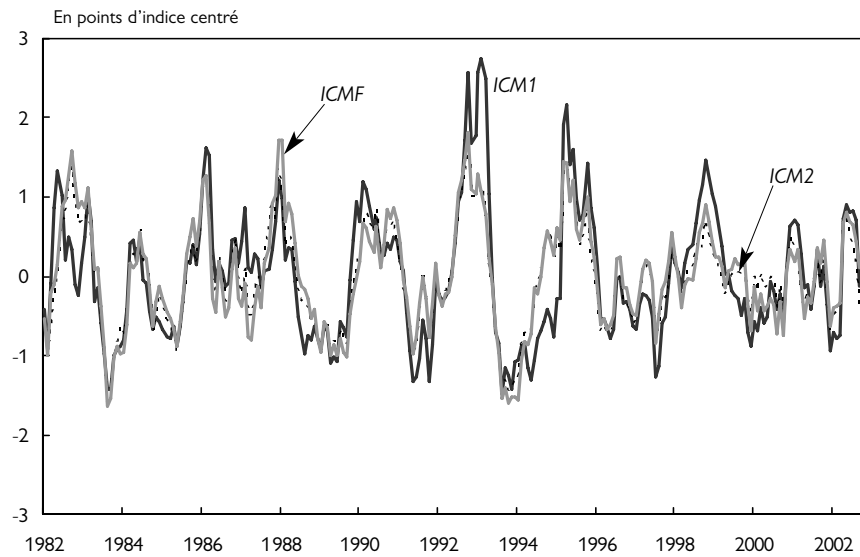
Pays	Indicateur	Taux court	Taux de change	Taux long	Cours boursier
Royaume-Uni	LT-MCI1	0,666	0,334		
	LT-MCI2	0,48	0,24	0,28	
	LT-MCI3	0,45	0,23	0,26	0,06
	S-MCI	0,75	0,25		
Allemagne	LT-MCI1	0,83	0,17		
	LT-MCI2	0,5	0,1	0,4	
	LT-MCI3	0,49	0,1	0,4	0,01
	S-MCI	0,8	0,2		
Canada	LT-MCI1	0,76	0,24		
	LT-MCI2	0,37	0,11	0,52	
	LT-MCI3	0,36	0,11	0,51	0,02
	S-MCI	0,75	0,25		
États-Unis	LT-MCI1	0,79	0,21		
	LT-MCI2	0,55	0,14	0,31	
	LT-MCI3	0,51	0,14	0,29	0,06
	S-MCI	0,91	0,09		
France	LT-MCI1	0,76	0,24		
	LT-MCI2	0,33	0,1	0,57	
	LT-MCI3	0,32	0,1	0,56	0,02
	S-MCI	0,75	0,25		
Japon	LT-MCI1	0,89	0,11		
	LT-MCI2	0,32	0,04	0,64	
	LT-MCI3	0,3	0,04	0,61	0,05
	S-MCI	0,91	0,09		
Italie	LT-MCI1	0,6	0,4		
	LT-MCI2	0,36	0,24	0,4	
	LT-MCI3	0,35	0,23	0,4	0,02
	S-MCI	0,75	0,25		

Note : S-MCI (S pour standard) désigne les ICM dont les poids sont calculés par le FMI.

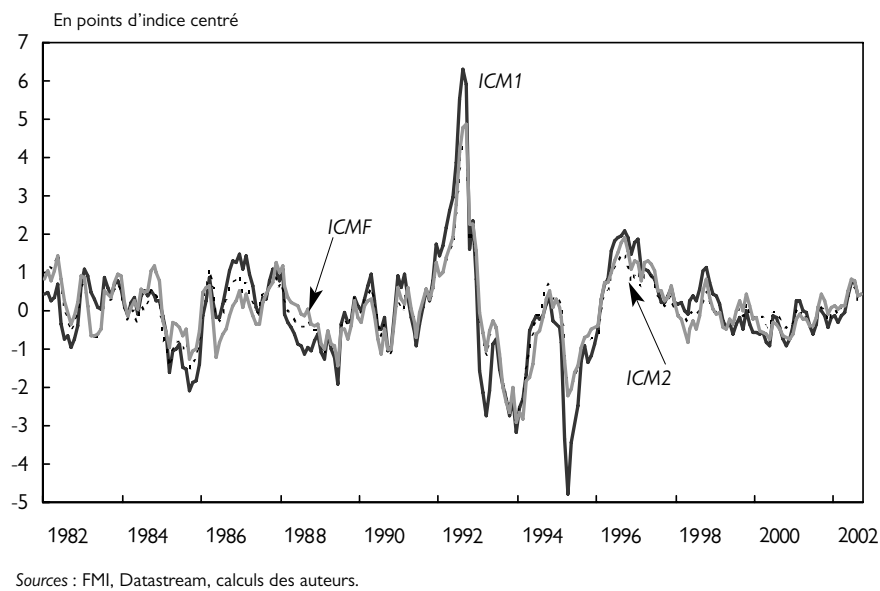
Sources : FMI, Datastream, calculs des auteurs.

LES ICM PERMETTENT-ILS DE PRÉVOIR L'ACTIVITÉ ÉCONOMIQUE ? ■

1. Indicateurs des conditions monétaires (France)



2. Indicateurs des conditions monétaires (Italie)



3.2. Qualité de l'ajustement et prévisions *out-of-sample*

Il faut tout d'abord souligner¹⁵ que les paramètres estimés qui sont significatifs ressortent le plus souvent avec le signe attendu. Un ICM(F) plus élevé, reflétant des conditions monétaires et financières plus restrictives, se traduit par une baisse du taux de croissance de l'activité. C'est un résultat que l'on retrouve pour tous les pays à l'exception du Japon où la variable LT-MCI2 ressort positivement au seuil de 5 % pour $k=3$ et au seuil de 10 % pour $k=6$. Ce résultat s'inscrit dans le contexte particulier d'une économie japonaise engluée dans la déflation sur une grande partie de la période d'estimation. De fait, les taux d'intérêt sont restés le plus souvent proches de zéro alors que dans le même temps la croissance était faible voire négative. Ces éléments sont donc susceptibles de biaiser les résultats obtenus pour ce pays. D'ailleurs, l'impact de l'écart de taux sur l'activité n'est pas significatif au Japon alors que dans les autres pays, une augmentation du *spread* de taux est, le plus souvent, suivie d'une accélération de la croissance de la production industrielle.

Les rapports de RMSE calculés à partir des prévisions *out-of-sample*, ainsi que leur significativité, figurent dans le tableau 2. Pour le Royaume-Uni où les capacités explicatives des ICM sont faibles, on montre que le modèle autorégressif et le modèle avec *spread* permettent généralement d'obtenir des prévisions plus précises de l'activité industrielle que les ICM. Les seuls rapports de ratio significatifs selon le test de Diebold et Mariano (1995) sont en effet supérieurs à l'unité.

En Allemagne, seul l'indicateur LT-MCI1 réalise de bonnes performances *in-sample* et dans ce cas, une hausse de l'ICM est associée à une baisse significative de la production industrielle aux horizons de 3 et 6 mois. Il faut également souligner que les coefficients de l'ICM sont significatifs même lorsque le *spread* est introduit dans la régression, ce qui montre que l'ICM apporte une information originale non fournie par l'écart de rendement. Pour autant, les prévisions ne sont pas significativement plus précises que celles générées par le modèle autorégressif ou par le *spread*. En particulier, les RMSE du modèle avec ICM sont supérieurs à ceux obtenus avec l'écart de taux et le rapport des ratios est le plus souvent significatif selon le test de Diebold et Mariano (1995).

15. Dans le souci d'alléger la présentation, nous ne présentons pas les tableaux de résultats pour les différentes équations estimées. Ils restent cependant disponibles auprès des auteurs sur simple demande.

2. Pouvoir prédictif des ICM de long terme selon des prévisions *out-of-sample* de modèles estimés par les MCO

Pays	Modèle	Comparaison avec modèle AR			Comparaison avec modèle Spread			Comparaison avec modèle S-MCI		
		k=3	k=6	k=12	k=3	k=6	k=12	k=3	k=6	k=12
Royaume-Uni	LT-MCI1	1,002	1,019***	1,029***	0,991	1,010	1,047**	0,999*	0,997**	0,999
	LT-MCI2	1,006	1,028***	1,030***	0,995	1,019	1,049**	1,003	1,006**	1,001
	LT-FMCI	1,002	1,020***	1,025***	0,992	1,012	1,045**	0,999	0,999	0,997
Allemagne	LT-MCI1	0,985	0,995	0,999	1,059**	1,124**	1,321***	1,002	0,998	0,999
	LT-MCI2	1,011	1,013	1,006	1,087***	1,145***	1,329***	1,028**	1,016	1,005
	LT-FMCI	1,007	1,016	1,004	1,083***	1,148***	1,327***	1,024**	1,019*	1,003
Canada	LT-MCI1	0,969	0,951*	0,955*	0,949	0,943	0,911**	1,002**	1,004**	1,004**
	LT-MCI2	1,029*	1,052*	1,023	1,008	1,044	0,977	1,064***	1,110***	1,080***
	LT-FMCI	1,053***	1,099	1,060***	1,031	1,095	1,011	1,088***	1,160***	1,114***
États-Unis	LT-MCI1	1,008	0,963	0,991	1,010	1,019	1,023	1,056**	1,050***	1,036***
	LT-MCI2	1,061	1,026	1,021	1,063	1,086	1,055	1,111***	1,120***	1,068***
	LT-FMCI	1,080*	1,109***	1,097***	1,082	1,174**	1,133**	1,131***	1,210***	1,150***
France	LT-MCI1	0,989	0,989	0,960*	1,064*	1,097***	1,258***	1,000	0,999*	0,999
	LT-MCI2	0,993	0,979	0,959**	1,069*	1,086***	1,256***	1,005	0,998	0,998
	LT-FMCI	0,994	0,998	0,977	1,069	1,107***	1,280***	1,005	1,008	1,017
Japon	LT-MCI1	0,999	0,995	0,978*	0,991	0,987**	0,947***	1,001	1,002**	1,001
	LT-MCI2	0,980*	0,970***	0,960***	0,970***	0,960***	0,930***	0,980***	0,977***	0,985***
	LT-FMCI	0,999	1,009*	1,002	0,991	0,999	0,970***	1,001	1,015*	1,026*
Italie	LT-MCI1	0,959***	0,983	0,986	0,950***	0,986	1,006	1,002	1,014*	1,013
	LT-MCI2	0,983**	1,009	1,010	0,976**	1,012	1,032	1,027***	1,041***	1,038***
	LT-FMCI	0,992	1,034*	1,044	0,985	1,037*	1,067**	1,037***	1,067***	1,074***

Note : Le tableau représente le ratio des rapports de RMSE des modèles LT-MCI sur les RMSE des modèles AR, Spread ou S-MCI, k désigne l'horizon de prévision. *, **, *** les seuils respectifs de significativité à 10, 5 et 1 % du test de l'hypothèse nulle de l'égalité à un du ratio (Diebold et Mariano, 1995).

Source : Estimation et calculs des auteurs.

Les résultats obtenus pour le Canada, un des premiers pays à avoir fondé sa stratégie de politique monétaire sur un ciblage opérationnel de l'ICM (Freedman, 1995), sont plus favorables aux ICM. La variable LT-MCI1 est significativement négative pour tous les horizons de prévision, mais il faut noter que l'intégration de l'écart de taux réduit la significativité associée aux ICM. L'information apportée par les ICM serait donc en partie redondante. Concernant leur capacité prédictive, le tableau 2 montre que seule la variable LT-MCI1 réalise de bonnes performances aux horizons de 6 et 12 mois. Comparé au *spread*, le RMSE est même significativement inférieur à 1 pour $k=12$. Pour des horizons de prévision plus courts, les ratios de RMSE ne sont pas significativement différents de l'unité. Pour les autres ICM, les ratios sont supérieurs à 1 que l'on considère le modèle *spread* ou le modèle autorégressif.

Pour les Etats-Unis, on obtient des résultats contrastés selon que l'on examine le pouvoir explicatif ou le pouvoir prédictif. Ainsi, les régressions *in-sample* montrent que les trois ICM considérés sont significatifs pour tous les horizons de prévision. Le contenu informatif des ICM résiste également à l'introduction de l'écart de taux, ce qui illustre l'originalité de l'information contenue dans les ICM. Néanmoins, les prévisions issues des différents modèles avec les indicateurs LT-MCI1, LT-MCI2 et LT-FMCI ne sont pas plus précises que celles générées par le modèle purement autorégressif ou le modèle *Spread*. Les ratios de RMSE sont même significativement supérieurs à 1 avec la variable LT-FMCI. La prise en compte des cours boursiers dans l'ICM dégrade donc ses performances en matière de prévision.

Les résultats obtenus pour la France et l'Italie sont plus favorables aux ICM. Les trois indicateurs se révèlent significatifs dans les régressions *in-sample* pour tous les horizons de prévision à l'exception de la variable LT-MCI1 en Italie pour $k=12$. Ces conclusions ne sont en outre pas modifiées par l'ajout de l'écart de taux. Ensuite, les prévisions obtenues pour la production industrielle française sont plus précises avec les ICM qu'avec un processus purement autorégressif. Les ratios de RMSE sont même significativement inférieurs à l'unité pour LT-MCI1 et LT-MCI2 lorsque $k=12$. Les prévisions sont par contre nettement moins bonnes que celles générées à partir du *spread* de taux, avec des ratios presque systématiquement significativement supérieurs à 1. C'est pour l'Italie que les ICM réalisent les meilleures performances relatives. Pour $k=3$, les prévisions obtenues avec les variables LT-MCI1 et LT-MCI2 sont significativement meilleures que celles du modèle autorégressif et du modèle *Spread*. La précision des prévisions se dégrade généralement pour l'indicateur LT-FMCI. La forte volatilité des cours boursiers introduit un bruit qui nuit à la qualité des prévisions.

Finalement, dans le cas de l'économie japonaise, les prévisions générées par les trois modèles avec un indicateur des conditions monétaires sont souvent meilleures que celles obtenues à partir du

modèle autorégressif ou du modèle *Spread*. Les ratios de RMSE sont effectivement, et parfois même significativement, inférieurs à l'unité notamment pour la variable LT-MCI2. Ces résultats, surprenants au regard de la mauvaise qualité de l'ajustement, illustrent les difficultés à prévoir la croissance de l'activité dans le contexte particulier du Japon depuis la fin des années 1990. Ainsi, les bonnes performances relatives des ICM seraient plus le fruit de la forte inadéquation de l'écart de taux ou du modèle AR que de la qualité intrinsèque des indicateurs des conditions monétaires et financières.

3.3. La prévision des récessions à partir des ICM

La prévision des récessions ou retournements de tendance est analysée à partir de l'estimation de modèles probit. Les estimations des différents modèles s'avèrent globalement moins bonnes que celles obtenues pour les équations de taux de croissance de la production industrielle¹⁶. Les ICM ne permettent pas d'expliquer les récessions au Japon ni au Royaume-Uni. En effet, soit les coefficients associés aux ICM sont non significatifs, soit ils ont le mauvais signe¹⁷ traduisant alors l'idée qu'une dégradation des conditions monétaires et financières réduit la probabilité d'occurrence d'une récession. En Allemagne, rares sont également les ICM apparaissant significativement dans les régressions. Le seul résultat favorable est obtenu pour l'indicateur LT-MCI1 et lorsque $k=3$ ou 6. Pour le Canada, les résultats ne sont guère plus probants. LT-MCI1 est également le seul indicateur significatif mais ici pour $k=6$ et 12. De plus, toutes ces relations ne résistent pas à l'introduction de l'écart de rendement.

En fait, l'analyse *in-sample* révèle que les résultats les plus significatifs sont obtenus pour la France, l'Italie et les Etats-Unis. Dans ces trois pays, les paramètres estimés des ICM sont significativement positifs pour $k=3$ et / ou $k=6$. Pour les Etats-Unis, les résultats sont robustes puisque les variables LT-MCI1 et LT-MCI2 sont toujours significatives lorsque l'écart de taux est introduit dans l'équation.

Comme pour le taux de croissance de la production industrielle, le tableau 3 rassemble les ratios de RMSE des différents modèles. Les résultats sont globalement peu satisfaisants. Pour le Japon, on retrouve des conclusions similaires. Les performances prédictives des ICM sont souvent meilleures que celles des modèles autorégressifs ou *spread*, mais comme nous le soulignons précédemment ces résultats doivent

16. Dans le souci d'alléger la présentation, nous ne présentons pas les tableaux de résultats pour les différentes équations estimées. Ils restent cependant disponibles auprès des auteurs sur simple demande.

17. Ici le signe attendu est positif traduisant le fait qu'un durcissement des conditions monétaires ou financières (une hausse de l'ICM) accroît la probabilité de subir une récession.

être considérés avec une grande prudence. Les seuls résultats positifs sont obtenus pour la France et l'Allemagne où certains ICM parviennent à battre le modèle autorégressif mais sont systématiquement moins bons que ceux du modèle *spread*. Pour les États-Unis, alors que les équations *in-sample* mettaient en évidence le pouvoir explicatif des ICM, aucun indicateur de ce type ne permet de prévoir correctement — c'est-à-dire de façon plus précise qu'un modèle purement autorégressif ou qu'un modèle intégrant l'écart entre les taux à long terme et à court terme — l'occurrence de récessions aux horizons de 3, 6 ou 12 mois.

En résumé, notre analyse ne parvient pas à mettre en évidence la supériorité des indicateurs des conditions monétaires et financières pour prévoir l'évolution du taux de croissance de l'activité ou l'occurrence des retournements de tendance de la croissance. Ce résultat vaut pour les différents ICM considérés. La prise en compte des différents canaux de transmission de la politique monétaire, *via* l'intégration de variables supplémentaires (taux d'intérêt à long terme ou prix des actifs boursiers) par rapport à l'ICM le plus simple ne permet donc pas d'améliorer la capacité prédictive de ce type d'indicateur. Il ressort notamment qu'aucune variable LT-FMCI ne permet d'obtenir de meilleures prévisions que celles issues des modèles purement autorégressifs ou des modèles avec l'écart de taux. Toutefois, l'ajout de variables supplémentaires n'est pas le seul aspect sur lequel la construction des ICM peut se décliner. Le mode de construction des ICM d'une part et leur définition d'autre part peuvent conduire à la construction d'indicateurs sensiblement différents en termes de capacité prédictive. Concernant le premier point, nous comparons dans le paragraphe suivant les performances prédictives des ICM que nous avons calculés, à partir de modèles VAR, avec celles des ICM dont les poids ont été déterminés par le FMI. Nous proposerons ensuite une définition alternative (et dynamique) des ICM.

3. Pouvoir prédictif des ICM de long terme selon des prévisions out-of-sample issues de modèles probit

Pays	Modèle	Comparaison avec modèle AR			Comparaison avec modèle Spread			Comparaison avec modèle S-MCI		
		k=3	k=6	k=12	k=3	k=6	k=12	k=3	k=6	k=12
Royaume-Uni	LT-MCI1	1,002*	1,013*	1,022***	0,995	1,065	1,027	1,002	0,997	0,999
	LT-MCI2	0,998	1,023***	1,020	0,991	1,027	1,025	0,998	1,007*	0,998
	LT-FMCI	1,000	1,011**	1,009	0,992	1,015	1,014	0,999	0,996*	0,987**
Allemagne	LT-MCI1	0,979*	0,995	1,028**	1,013	1,085**	1,117***	1,002*	0,998*	1,002*
	LT-MCI2	0,999	1,008	1,033***	1,033**	1,100***	1,123***	1,022***	1,012*	1,006*
	LT-FMCI	0,998	1,011	1,032***	1,032**	1,103***	1,122***	1,021***	1,014*	1,006*
Canada	LT-MCI1	0,988	0,988	0,983	0,986	1,009	1,212***	1,002***	1,002**	0,999
	LT-MCI2	1,022**	1,041***	1,018	1,019	1,063	1,251***	1,036***	1,056***	1,035**
	LT-FMCI	1,027***	1,054***	1,032***	1,024	1,076	1,272***	1,041**	1,068**	1,049**
États-Unis	LT-MCI1	1,028*	1,005	1,022*	1,041	1,087**	1,192**	1,016*	1,023**	1,017
	LT-MCI2	1,035*	1,049**	1,047***	1,061**	1,135**	1,221***	1,036***	1,068**	1,042***
	LT-FMCI	1,008	1,098***	1,071***	1,064*	1,188**	1,248***	1,043**	1,117***	1,066***
France	LT-MCI1	0,977*	1,003	0,981	0,989	1,079***	1,181***	1,000	0,999**	0,993*
	LT-MCI2	0,982**	1,002	0,977	0,996	1,078**	1,176***	1,006	0,998	0,995
	LT-FMCI	0,985**	1,006	0,979	0,998	1,087***	1,179***	1,008	1,002	0,998
Japon	LT-MCI1	0,998	0,997	0,976**	0,991	0,987	0,951***	1,000	0,999	0,998
	LT-MCI2	0,980	0,975**	0,976**	0,973*	0,966**	0,951***	0,982*	0,978***	0,998
	LT-FMCI	1,000	1,007*	1,040***	0,993	0,997	1,013	1,002	1,009*	1,063***
Italie	LT-MCI1	0,994	1,006	0,998	1,024**	1,013*	0,999	0,999	0,999	0,997
	LT-MCI2	1,003	1,018**	1,010	1,034***	1,025***	1,011	1,009**	1,011***	1,008*
	LT-FMCI	1,008	1,023	1,023*	1,038***	1,052***	1,024**	1,013*	1,016**	1,021**

Note : Le tableau représente le ratio des rapports de RMSE des modèles LT-MCI sur les RMSE des modèles AR, Spread ou S-MCI, k désigne l'horizon de prévision. *, **, *** : les seuils respectifs de significativité à 10, 5 et 1 % du test de l'hypothèse nulle de l'égalité à un du ratio (Diebold et Mariano, 1995).

Source : Estimation et calculs des auteurs.

3.4. Éléments de comparaison des ICM

Nous appelons S-MCI (ICM standard) les ICM à deux variables : le taux d'intérêt réel et le taux de change effectif réel, dont les poids sont déterminés par le FMI. Nous les confrontons aux ICM précédemment construits à partir de modèles VAR. Nous étudions dans un premier temps le pouvoir explicatif de la variable S-MCI puis générons des prévisions récursives. Nous calculons ensuite les RMSE de ces modèles que nous pouvons comparer à ceux obtenus pour les autres modèles intégrant les variables LT-MCI1, LT-MCI2 ou LT-FMCI¹⁸. Les résultats sont repris dans les dernières colonnes des tableaux 2 (pour ce qui concerne la prévision du taux de croissance de la production industrielle), et 3 (pour les retournements de tendance). Il apparaît que le modèle LT-MCI1 réalise de meilleures performances que le modèle S-MCI au Royaume-Uni et en France lorsque l'on regarde les prévisions du taux de croissance de la production industrielle. C'est l'inverse pour les Etats-Unis et le Canada à tous les horizons de prévisions et pour $k=6$ au Japon et en Italie. Autrement, les modèles S-MCI font presque systématiquement au moins aussi bien que les modèles avec les variables LT-MCI2 ou LT-FMCI. On observe d'ailleurs que quel que soit le modèle considéré, les prévisions générées par l'indicateur du FMI sont significativement plus précises que celles obtenues à partir des ICM dits de long terme (LT-MCI). Des conclusions assez proches sont obtenues pour les prévisions de récessions. Le modèle LT-MCI1 ne permet d'obtenir des prévisions plus précises que dans le cas de la France pour $k=6$ ou 12 et de l'Allemagne pour $k=6$. Le modèle LT-MCI2 ne semble meilleur qu'au Japon et le modèle LT-FMCI est significativement plus performant au Royaume-Uni pour des horizons de prévisions de 6 et 12 mois. Les modèles sont sinon équivalents ou moins bons que ceux estimés avec les ICM dont les poids sont déterminés par le FMI. En clair, les efforts entrepris pour construire des ICM dont les composantes seraient fondées sur leurs effets agrégés respectifs à moyen terme, comme il a été fait avec les modèles VAR, ne permettent pas d'améliorer leur capacité prédictive.

Quelle que soit l'information que l'on peut tirer des performances relatives des différents ICM en matière de prévision, leurs capacités prédictives paraissent limitées dans le sens où ces modèles ne sont pas plus précis qu'un simple modèle autorégressif ou qu'un modèle intégrant le *spread* de taux. Peut-on expliquer la faiblesse relative des ICM ? Peut-on envisager un moyen d'améliorer ce type d'indicateurs avant de conclure qu'ils ne sont tout simplement pas pertinents du point de vue de l'analyse conjoncturelle ? Nous considérons que les ICM, tels qu'ils sont construits habituellement, souffrent d'un défaut important.

18. Les prévisions sont également comparées à celles issues des modèles autorégressifs et *spread* mais ces résultats ne sont pas reproduits.

Ils ne parviennent pas à traduire de façon satisfaisante la dynamique des réponses aux chocs. Ils ne reflètent pas le fait que le taux d'intérêt peut avoir par exemple un effet rapide sur l'activité tandis que les effets du taux de change seraient plus longs à se répercuter. Les fonctions de réponse obtenues à partir des modèles VAR montrent bien que la réponse de l'activité aux chocs n'est pas uniforme. Le pic n'est pas atteint au même moment selon les chocs considérés, les effets peuvent être plus ou moins persistants et parfois non significatifs. Le rapport $\beta r/\beta q$ est variable dans le temps. Nous développons ce point dans une dernière partie en proposant une version améliorée des indicateurs des conditions monétaires que nous appelons ICM à poids dynamiques (DW-MCI).

4. Les capacités prédictives d'un ICM à poids dynamiques (DW-MCI)

4.1. Définition et construction

Considérant le fait que les composantes de l'ICM affectent l'activité différemment à chaque période, nous proposons la définition suivante ¹⁹ d'un ICM dont les poids sont variables (DW-MCI, *Dynamic Weight MCI*) :

$$DW-MCI_t = \sum_{m=0}^p \alpha_{r,m} (r - \bar{r})_{t-m} + \sum_{m=0}^p \alpha_{q,m} (q - \bar{q})_{t-m} + \sum_{m=0}^p \alpha_{\rho,m} (\rho - \bar{\rho})_{t-m} + \sum_{m=0}^p \alpha_{z,m} (z - \bar{z})_{t-m} \quad (11)$$

De même que pour les ICM déterminés précédemment, on peut décliner l'ICM à poids dynamiques en trois versions selon les variables qui le composent :

- DW-MCI1 : avec $x = \{r, q\}$ et $\alpha_{\rho,m} = \alpha_{z,m} = 0 \forall m$.
- DW-MCI2 : avec $x = \{r, q, \rho\}$ et $\alpha_{z,m} = 0 \forall m$.
- DW-FMCI : avec $x = \{r, q, \rho, z\}$.

Les poids $\alpha_{x,m}$ sont déterminés à partir des fonctions de réponse déduites de l'estimation du modèle VAR (8). On utilise donc la relation (9) à la différence que :

- nous utilisons les coefficients de réponse à chaque période plutôt qu'une somme agrégée de ces réponses,
- nous ne retenons que les coefficients significatifs.

19. Cette définition s'inspire fortement de celle proposée par Batini et Turnbull (2002) p. 268. La définition est cependant modifiée afin d'étudier les capacités prédictives de l'indicateur. Nous développons alors un indicateur coïncident et conditionnel, cf. l'équation (14).

Ainsi, lorsqu'ils sont significatifs, les poids correspondent exactement à la valeur de la réponse de la variable d'activité au choc considéré soit : $\alpha_{x,m} = \phi_{i,x,m}$. On a par exemple :

$$\alpha_{r,m} = \frac{\partial Y_{1,t+m}}{\partial \varepsilon_{r,t}} = \frac{\partial y_{t+m}}{\partial \varepsilon_{r,t}} \equiv \phi_{1r,m} \quad (12)$$

qui représente le poids affecté au taux d'intérêt de court terme à la date $(t-m)$, ce qui correspond concrètement à la réponse de l'activité économique à la date (t) à un choc intervenu sur le taux d'intérêt de court terme à la date $(t-m)$. Il suit que les poids de l'équation (11) seront donnés par la formule suivante :

$$\alpha_{x,m} = \frac{\partial Y_{1,t+m}}{\partial \varepsilon_{x,t}} = \frac{\partial y_{t+m}}{\partial \varepsilon_{x,t}} \equiv \phi_{1x,m} \text{ avec } m = 0 \text{ à } 23 \quad (13)$$

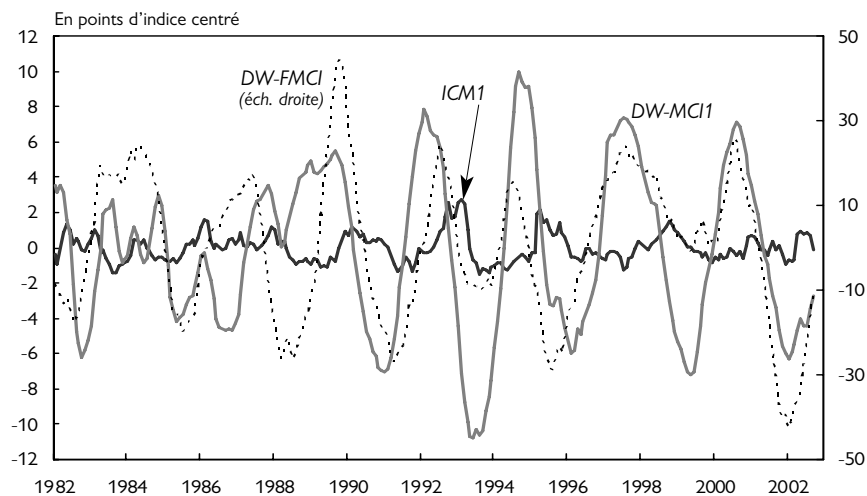
Ainsi, nous tenons compte explicitement des effets dynamiques des composantes de l'ICM. Nous supposons par ailleurs qu'une durée de deux ans permet de mesurer l'influence globale des variables sur l'évolution de l'activité. La significativité des coefficients de réponse est testée selon la méthode proposée par Sims et Zha (1999), c'est-à-dire en ayant recours à des simulations de Monte Carlo pour calculer un intervalle de confiance qui encadre la valeur des coefficients de réponse. Plus précisément, nous considérons les fractiles à 16 et 84 % appliqués sur 2 500 répliques. Les poids sont fixés à 0 dès lors que le 0 appartient à l'intervalle de confiance simulé pour le coefficient de réponse $\phi_{i,x,m}$. Il ressort logiquement que les poids peuvent être alternativement, positifs, négatifs ou nuls, ce qui enrichit notre indicateur.

Ces indicateurs se distinguent de par leur construction assez fortement différente des précédents. Leur dynamique fait apparaître des différences notables dans les phases de durcissement ou d'assouplissement des conditions monétaires et financières qui ne sont pas parfaitement synchrones avec celles qui ressortent des ICM de long terme. Ainsi, pour la France (graphique 3), le pic est atteint en février 1992 pour l'ICM dynamique calculé uniquement à partir du taux court et du taux de change. En ajoutant le taux long et l'indice boursier, les conditions les plus restrictives apparaissent en juillet 1992, alors que pour les ICM précédents, ce pic n'est atteint qu'en février 1993. De fait, l'interprétation des ICM dynamiques est beaucoup plus riche puisque la valeur de l'indicateur à la date (t) est calculée à partir des observations des variables au cours des deux années. Ainsi, les pics ou les creux atteints à partir des ICM dynamiques traduisent la somme des effets cumulés, positifs et négatifs, sur deux années des différentes variables. Cette dynamique est d'autant plus complexe que les cycles des taux d'intérêt ou du taux de change ne sont pas nécessairement identiques. Comparativement, les pics (respectivement les creux) identifiés pour une date (t) à partir des ICM « traditionnels » correspondent à un pic (respectivement un creux) atteint par le taux d'intérêt et/ou le taux de change à cette même date (t) . Dans le cas des États-Unis (graphique 4), il apparaît en outre que l'intégration des

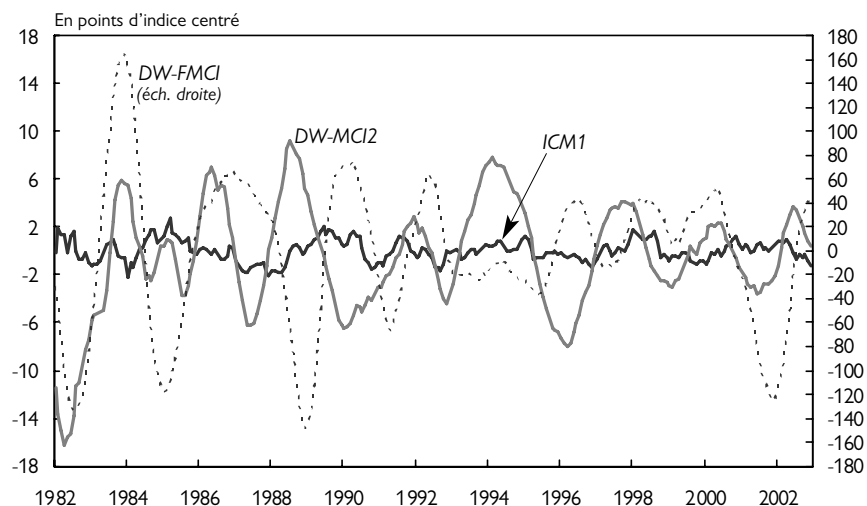
LES ICM PERMETTENT-ILS DE PRÉVOIR L'ACTIVITÉ ÉCONOMIQUE ? ■

cours boursiers modifie sensiblement l'interprétation de l'ICM comparativement à l'indicateur calculé à partir du taux court, du taux long terme et du taux de change. Ainsi, un creux est identifié en décembre 1988 avec l'ICM dynamique intégrant les cours boursiers, alors que l'ajustement consécutif au krach de 1987 s'étend d'août à novembre 1987. Cet élément traduit l'idée que les effets réels du krach se font sentir bien après l'effondrement des cours.

3. Indicateurs des conditions monétaires (France)



4. Indicateurs des conditions monétaires (États-Unis)



Ensuite, nous pouvons de la même façon que précédemment étudier le contenu informatif de l'ICM ainsi créée. Deux questions se posent : les DW-MCI sont-ils de bons indicateurs avancés de l'activité économique dans le sens où ils permettent des prévisions plus précises qu'un modèle autorégressif ou que l'écart de taux ? Ces ICM sont-ils au moins plus performants que les indicateurs habituellement utilisés et étudiés dans les sections précédentes ? Une réponse positive à cette deuxième question montrerait qu'il y a intérêt à tenir compte explicitement et le plus précisément possible de la dynamique des composantes de l'ICM. Enfin, si les ICM à poids dynamiques sont de meilleurs indicateurs avancés que le *spread*, alors il peut être pertinent pour les autorités monétaires de s'intéresser à la construction et à l'évolution de ce type d'indicateur.

Avant de réaliser les tests permettant de mesurer le contenu prédictif des ICM, il est nécessaire de les corriger en fonction de l'horizon de prévision adopté. En effet, tel que défini par l'équation (11), l'ICM à poids dynamiques est un indicateur coïncident, c'est-à-dire que la variable DW-MCI à la date (t) nous renseigne sur l'activité économique à la date (t) et non à la date $(t+k)$. Le poids par exemple donne la réponse de l'activité en (t) à un choc intervenu en $(t-1)$. Pour obtenir la réponse de l'activité en $(t+k)$ il faut donc connaître la séquence des p chocs intervenus en $(t+k-1)$, $(t+k-2)$, ... $(t+1)$, (t) , $(t-1)$, ... $(t-p+k)$. La prévision de l'activité à l'horizon de k mois devrait donc être effectuée à partir d'un indicateur DW-MCI $_{t+k/t}$. Néanmoins, cet indicateur dépend de variables faisant référence aux dates $(t+k)$, $(t+k-1)$... et $(t+1)$, qui ne sont pas connues à la date (t) . Et logiquement, la prévision de l'activité ne peut se faire que sur la base de l'information disponible à la date (t) , autrement dit à partir des variables comprises entre $(t-p+k)$ et (t) . Il faut alors définir un indicateur conditionnel à cette information que nous notons DW-MCI $_{t+k/t}$. À partir de l'équation (11), nous définissons l'indicateur en $(t+k)$ conditionnel à l'information disponible en (t) de la façon suivante :

$$\begin{aligned} DW-MCI_{t+k/t} = & \sum_{m=k}^p \alpha_{r,m} (r - \bar{r})_{t-m+k} + \sum_{m=k}^p \alpha_{q,m} (q - \bar{q})_{t-m+k} \\ & + \sum_{m=k}^p \alpha_{\rho,m} (\rho - \bar{\rho})_{t-m+k} + \sum_{m=k}^p \alpha_{z,m} (z - \bar{z})_{t-m+k} \end{aligned} \quad (14)$$

Dans la mesure où les délais de transmission de la politique monétaire *via* les variations du taux d'intérêt ou du taux de change sont relativement longs, la réduction de l'information aux seules données disponibles à la date (t) ne devrait pas nuire à la précision des prévisions, en particulier pour $k=3$ ou 6 mois. Il reste que l'ensemble d'information se réduit avec l'augmentation de l'horizon de prévision si bien qu'il est à craindre que les capacités prédictives de ce type d'ICM se dégraderont pour des horizons plus longs. Il est cependant peu évident de trouver des indicateurs simples capables de fournir des prévisions robustes pour un horizon allant au-delà de 18 mois. Les prévisions

sont ensuite générées à partir d'estimations récursives du modèle DW-MCI suivant :

$$\left(\frac{1200}{k}\right) \log\left(\frac{y_{t+k}}{y_t}\right) = \alpha + \lambda \left(\frac{1200}{k}\right) \log\left(\frac{y_t}{y_{t-k}}\right) + \beta TVW-MCI_{t+k/t} + \varepsilon_t \quad (15)$$

4.2. Quelques résultats sur le contenu informatif des DW-MCIs

Les résultats des estimations du modèle (15) pour les trois versions de l'ICM à poids variables sont donnés dans le tableau 4. Ils sont favorables dans tous les pays dans la mesure où il y a toujours au moins un horizon de prévision pour lequel les ICM sont significatifs. Ces résultats sont de plus assez homogènes puisque l'indicateur DW-MCI1 et DW-MCI2 sont des variables explicatives robustes de la croissance de la production industrielle aux horizons de 3 et 6 mois en Allemagne, aux États-Unis, en France et en Italie. DW-FMCI est souvent significatif au seuil de 1 % pour tous les pays sauf le Royaume-Uni. Comme nous l'avions suggéré précédemment, les résultats les moins ou non significatifs sont obtenus lorsque $k=12$. Il faut ajouter que l'ajout de l'écart de taux dans les régressions ne dégrade pas le pouvoir explicatif des ICM à poids variables.

4. Pouvoir explicatif des DW-MCIs (modèles estimés par les MCO)

Pays	DW-MCI1	DW-MCI2	DW-FMCI
Royaume-Uni	k = 6 (5 %)	k = 6 (5 %)	k=12
Allemagne	k = 3, 6 (1 %)	k = 3, 6 (1 %)	k = 3, 6 (1 %)
Canada	k = 3 (1 %)	k = 3 (1 %)	k = 3, 6 (1 %)
États-Unis	k = 3, 6 (5 %)	k = 3, 6 (5 %)	k = 3, 6, 12 (1 %)
France	k = 3, 6 (1 %)	k = 3, 6 (1 %)	k = 3 (1 %)
Japon	k = 12 (5 %)	k = 12 (1 %)	k = 12 (1 %)
Italie	k = 3, 6 (5 %)	k = 3, 6 (5 %)	No

Note : Le tableau indique les horizons pour lesquels les indicateurs sont statistiquement significatifs (seuil entre parenthèses).

Source : Estimation et calculs des auteurs.

Les rapports de RMSE obtenus pour les différents modèles sont résumés dans le tableau 5. Nous avons uniquement repris les cas où les variables DW-MCI étaient significatives dans les régressions *in-sample*. Les résultats les moins bons sont obtenus pour la France et le Royaume-Uni. Comparés au modèle autorégressif, au *spread* de taux ou même aux autres ICM, les DW-MCI calculés pour le Royaume-Uni ne permettent pas d'améliorer les prévisions du taux de croissance de la production industrielle ou dégradent même significativement les prévisions (notamment à l'horizon de 12 mois). Dans le cas de la France,

les ratios sont le plus souvent inférieurs à 1 mais non significatifs sauf lorsque DW-FMCI est comparé au modèle autorégressif à l'horizon de 3 mois. Les performances prédictives des indicateurs dynamiques sont meilleures pour les autres pays. En Allemagne, les DW-MCI qui ressortaient de l'analyse *in-sample* génèrent des prévisions souvent plus précises que les autres modèles. Ces résultats sont particulièrement robustes pour un horizon de prévision de 6 mois. Pour les Etats-Unis, les modèles DW-MCI réalisent également leur meilleure performance lorsque $k=6$. Pour $k=3$, La prise en compte de variables supplémentaires dans l'ICM et notamment de l'indice boursier permet d'améliorer la qualité des prévisions. Les RMSE sont effectivement plus faibles avec la variable DW-FMCI et les différences de RMSE sont significatives (ratios significativement inférieurs à 1). Cette variable donne des prévisions beaucoup plus précises que les ICM tels qu'ils ont été déterminés dans la première partie et se révèle également plus fiable que le *spread*. En Italie, l'erreur quadratique moyenne des modèles DW-MCI1 et DW-MCI2 est toujours inférieure à celle des autres modèles et ces écarts sont significatifs sauf lorsque $k=3$ et comparativement au modèle avec l'indicateur LT-FMCI. Pour le Canada, les résultats les plus favorables sont obtenus pour l'indicateur DW-MCI2 à l'horizon de 3 mois. On observe par ailleurs que pour DW-FMCI, les prévisions sont améliorées par rapport aux autres modèles lorsque $k=6$ mais détériorées pour $k=3$.

Finalement, les mêmes tests menés à partir de modèles probit pour évaluer la capacité prédictive des ICM à poids variables montrent très clairement qu'une meilleure prise en compte de la dynamique des effets des chocs contribue à améliorer les prévisions des retournements de tendance²⁰. Quels que soient l'horizon, le pays et la version de l'indicateur à poids variables, les modèles DW-MCI produisent systématiquement des prévisions plus précises que les modèles LT-MCI. Les écarts sont même significatifs au seuil de 1 %. Comparés à l'écart de taux les ICM génèrent des prévisions au moins aussi précises de telle sorte que nous pouvons conclure que la prise en compte de la richesse de la dynamique des réponses issues des modèles VAR est un élément probant pour améliorer les capacités prédictives de ce type d'indicateur. Ils réalisent non seulement de meilleures performances que les autres ICM mais également que l'écart de taux.

20. Ces résultats non repris ici sont disponibles auprès des auteurs.

LES ICM PERMETTENT-ILS DE PRÉVOIR L'ACTIVITÉ ÉCONOMIQUE ? ■

5. Pouvoir prédictif comparé des DW-MCIs par rapport aux modèles AR, Spread ou LT-LMCIs (modèles estimés par les MCO)

DW-MCI versus $\Rightarrow$		AR	Spread	LT-MCI1	LT-MCI2	LT-FMCI
Royaume-Uni						
k = 3	DW-MCI1	0,997	0,996	1,084*	1,086*	1,077
	DW-MCI2	0,993	0,992	1,080	1,083*	1,073
k = 12	DW-FMCI	1,014**	1,027*	1,089***	1,084***	1,078***
Allemagne						
k = 3	DW-MCI1	0,926**	0,998	0,944*	0,917**	0,923**
	DW-MCI2	0,927**	1,000	0,946*	0,919**	0,925**
	DW-FMCI	0,962	1,037	0,981	0,953	0,959
k = 6	DW-MCI1	0,785***	0,885***	0,769***	0,758***	0,766***
	DW-MCI2	0,787***	0,887***	0,771***	0,759***	0,768***
	DW-FMCI	0,777***	0,877**	0,762***	0,750***	0,759***
k = 12	DW-FMCI	0,998	1,271***	0,852***	0,852***	0,855***
Canada						
k = 3	DW-MCI1	0,964*	0,931*	0,966	0,952**	0,954**
	DW-MCI2	0,960**	0,927*	0,963*	0,948**	0,950**
	DW-FMCI	1,125**	1,086	1,127**	1,110**	1,113**
k = 6	DW-FMCI	0,856**	0,846**	0,869*	0,854**	0,852**
États-Unis						
k = 3	DW-MCI1	0,967**	1,006	0,845***	0,840***	0,832***
	DW-MCI2	0,970**	1,009	0,849***	0,843***	0,835***
	DW-FMCI	0,882***	0,917***	0,771***	0,766***	0,758***
k = 6	DW-FMCI	0,700***	0,766***	0,652***	0,649***	0,636***
k = 12	DW-FMCI	1,050	1,139**	0,983	0,982	0,967
France						
k = 3	DW-MCI1	0,996	1,061	0,989	1,016	1,013
	DW-MCI2	0,986	1,050	0,979	1,005	1,003
	DW-FMCI	0,921**	0,982	0,915	0,939	0,937
k = 6	DW-MCI1	0,930	0,999	0,919	0,950	0,952
	DW-MCI2	0,921	0,989	0,909	0,941	0,942
Japon						
k = 12	DW-MCI1	0,922***	0,895***	1,064*	1,090**	1,073**
	DW-MCI2	0,905***	0,878***	1,045	1,071*	1,053*
	DW-FMCI	0,929**	0,902***	1,073*	1,099**	1,082**
Italie						
k = 3	DW-MCI1	0,966**	0,962***	0,934**	0,942***	0,981
	DW-MCI2	0,962**	0,958**	0,931**	0,938***	0,977
k = 6	DW-MCI1	0,857***	0,937***	0,875**	0,826***	0,875***
	DW-MCI2	0,858***	0,838***	0,876**	0,827***	0,877***

Note : Le tableau représente le ratio des rapports de RMSE des modèles DW-MCI sur les RMSE des modèles AR, Spread ou LT-MCI, k désigne l'horizon de prévision. *, **, *** les seuils respectifs de significativité à 10, 5 et 1 % du test de l'hypothèse nulle de l'égalité à un du ratio (Diebold et Mariano, 1995).

Source : Estimation et calculs des auteurs.

5. Conclusion

Cet article avait pour objet de fournir une analyse aussi détaillée que possible du contenu prédictif des indicateurs des conditions monétaires et financières pour les pays du G7. Nous avons mis en évidence que les ICM qualifiés de long terme dans le sens où la pondération des variables est fonction de leur influence respective et agrégée sur l'activité à long terme (Goodhart & Hofman, 2001) ne permettent pas de générer des prévisions satisfaisantes de l'activité et des retournements de tendance. Quelle que soit la pondération retenue, les modèles échouent le plus souvent à battre un modèle purement autorégressif ou un modèle incorporant le *spread* de taux, ce dernier constituant l'indicateur simple de référence dans ce type d'exercice.

Dans ces conditions, les ICM ne permettent pas d'évaluer de façon pertinente les conditions monétaires et financières. Comme le soulignent Eika *et alii* (1996) ou Gauthier *et alii* (2004), les ICM souffrent de nombreuses limites parmi lesquelles on peut citer la dépendance au modèle qui est sous-jacent à leur construction, l'incertitude entourant l'estimation du modèle, la possible existence de rupture sur les paramètres, le choix des variables introduites dans l'indicateur... Nous envisageons également une autre possibilité liée à la prise en compte de la dynamique des canaux de transmission de la politique monétaire. Les variables clés dans la transmission de la politique monétaire affectent différemment la variable objectif, à savoir ici l'activité. Les effets peuvent être plus ou moins forts et rapides selon que l'on considère une variation du taux d'intérêt à court terme, du taux de change effectif, du taux d'intérêt à long terme ou du prix des actifs financiers. Ces différences résultent des caractéristiques structurelles des économies : fonctionnement du marché du crédit, importance de la finance intermédiée, taux d'ouverture de l'économie ou pouvoir de marché des entreprises exportatrices.

C'est pourquoi nous avons proposé d'enrichir la construction des ICM de façon à rendre compte explicitement de la dynamique des variables qui le composent et donc de leur impact relatif au cours du temps. Cet indicateur noté DW-MCI (*Dynamic Weight MCI*) est alors comparé aux ICM tels qu'ils sont habituellement déterminés ainsi qu'au modèle autorégressif et à l'écart de taux. Les différents tests montrent sans ambiguïté que ces ICM à poids variables permettent de générer des prévisions plus précises que les ICM dits standards mais également que celles obtenues à partir d'un modèle autorégressif ou à partir de l'écart de taux. La façon dont sont construits les ICM n'est donc pas neutre pour leur pouvoir prédictif.

En conséquence, les banques centrales ou les institutions économiques qui se réfèrent aux ICM pour justifier une recommandation de politique monétaire ou fonder une analyse conjoncturelle devraient considérer ce type d'indicateur avec une certaine prudence. Si elles souhaitent accorder une place importante aux indicateurs des conditions monétaires et financières dans leur analyse, alors nos tests montrent qu'elles devraient privilégier un indicateur de type DW-MCI puisque son contenu informatif et prédictif est de meilleure qualité. Il ne faut pour autant pas négliger le fait que la construction d'un ICM à poids variables est plus complexe. L'indicateur n'est alors plus aussi simple que peut l'être l'écart de taux. Il y a donc un arbitrage à faire entre qualité de l'information contenue dans l'indicateur et sa facilité de construction.

Références bibliographiques

- BALL L., 1999 : « Policy Rules for Open Economies », in J.B. Taylor ed., *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, pp. 127-144.
- BATINI N., R. HARRISON et S. MILLARD, 2001 : « Monetary Policy Rules for an Open Economy », *Bank of England Working Paper* , 149.
- BATINI N. et K. TURNBULL, 2002 : « A Dynamic Monetary Conditions Indices for the UK », *Journal of Policy Modelling* , 24, pp. 257-281.
- CAMPBELL J., 1999 : « Asset Prices, Consumption and the Business Cycle », *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1, Chapter 19, pp. 1231-1303.
- CHARPIN F., 2002 : « Un indicateur de croissance à court terme de la zone euro », *Revue de l'OFCE*, n° 83, pp. 229-242.
- CHRISTIANO L., M. EICHENBAUM et C. EVANS, 1999 : « Monetary Policy Shocks: What have we Learned and to What End? », in J.-B. Taylor and M. Woodford eds, *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1.
- DE BONDT G., 1997 : « Monetary Transmission in Six EU-Countries: An Introduction and Overview », *DNB Research Memorandum*, n° 527.
- DENNIS R., 2000 : « Optimal simple targeting rules for small open economies », *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper* , n° 20.
- DIEBOLD X. et R. MARIANO, 1995 : « Comparing Predictive Accuracy », *Journal of Business and Economics Statistics*, 13(3), pp. 253-263.

- DORNBUSH R., C. FAVERO et F. GIAVAZZI, 1998 : « Immediate Challenges for the European Central Bank », *Economy Policy*, n° 26, pp. 15-64.
- DOTSEY M., 1998 : « The Predictive Content of the Interest Rate Term Spread for Future Economic Growth », *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 84(3), pp. 31-51.
- EIKA K., N. ERICSSON et R. NYOMEN, 1996 : « Hazards in Implementing a Monetary Conditions Index », *Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Paper*, n° 568.
- ERICSSON N., E. JANSEN, N. KERBESHIAN et R. NYOMEN, 1998 : « Interpretating a Monetary Condition Index in Economic Policy » *BIS Conference Paper*, n° 6.
- ESTRELLA A. et F. MISHKIN, 1998 : « Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators », *Review of Economics and Statistics*, LXXX(1), pp. 45-61.
- ESTRELLA A., 1998 : « A New Measure of Fit for Equations with Dichotomous Dependent Variables », *Journal of Business*, 16(2), pp. 198-205.
- FREEDMAN C., 1994 : « The Use of Indicators and the Monetary Conditions Index in Canada », in T. Batilo and C. Cottarelli eds, *Frameworks for Monetary Stability, Policy Issues and Country Experiences*, IMF, pp. 458-476.
- FREEDMAN C., 1995 : « The Role of Monetary Conditions and the Monetary Conditions Index in the Conduct of Policy », *Bank of Canada Review*, Autumn, pp. 53-59.
- FREEDMAN C., 2000 : « The framework for the conduct of monetary policy in Canada », *Notes for Presentation to the Ottawa Economics Association January 25*, Bank of Canada.
- GAMBER E. et D. HAKES, 2005 : « Is Monetary Policy Important for forecasting Real Growth and Inflation? », *Journal of Policy Modeling*, 27(2), pp. 177-187.
- GAUTHIER C., C. GRAHAM et Y. LIU, 2004 : « Financial Conditions Indexes for Canada », *Bank of Canada Working Paper*, n° 22.
- GERLACH S. et F. SMETS, 2000 : « 'MCIs and Monetary Policy », *European Economic Review*, n°44, pp. 1677-1700.
- GIAMMARIOLI N. et N. VALLA, 2004 : « The Natural Real Interest Rate and Monetary Policy: a review », *Journal of Policy Modeling*, 26 pp. 641-660.
- GOODHART C. et B. HOFMANN, 2001 : « Asset Prices, Financial Conditions and the Transmission of Monetary Policy », in *Asset Prices, Exchange Rate and Monetary Policy*, ed. Stanford University.

- HEYER E. et H. PÉLÉRAUX, 2004 : « Un indicateur de croissance infra-annuelle pour l'économie française », *Revue de l'OFCE*, n° 88, pp. 203-218.
- LEITEMO K., 1999 : « Inflation Targeting Strategies in Small Open Economies », *University of Oslo Department of Economics Working Paper*, 21.
- LEITEMO K. et U. SODERSTROM, 2005 : « Simple Monetary Policy Rules and Exchange Rate Uncertainty », *Journal of International Money and Finance*, 24(3), pp. 481-507.
- LEVIEUGE G., 2006 : « Règle de Taylor vs. Règle-ICM », *Revue Economique* Vol. 57, n°1, pp. 85-122.
- MAURO P., 2000 : « Stock Returns and Output Growth in Emerging and Advanced Economies », *IMS Working Paper*, n° 89.
- MAYES D. et W. RAZZAK, 1998 : « Transparency and Accountability: Empirical Models and Policy Making at the Reserve Bank of New Zealand », *Economic Modelling* n° 15, pp. 377-394.
- MIHOV I., 2001 : « Monetary Policy Implementation and Transmission Mechanism in the European Monetary Union », *Economic Policy*, n° 33.
- MOJON B., 2000 : « Financial Structure and the Interest Rate Channel of ECB Monetary Policy », *ECB Working Paper Series*, n° 40.
- MONETA F., 2003 : « Does the Yield Spread Predict Recessions in the Euro Area? », *ECB Working Paper*, n° 294.
- NEWBY W. et WEST K., 1994 : « Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimations », *Review of Economics Studies*, n° 61, pp. 631-653.
- SIMS C. et ZHA T., 1999 : « Error Bands for Impulse Responses », *Econometrica*, n° 67, pp. 1113-1156.
- SMETS F., 1997 : « Financial Asset Prices and Monetary Policy: Theory and Evidence », *CEPR Discussion Paper*, n° 1751.
- STOCK J. et WATSON M., 2001 : « Forecasting Output and Inflation: The Role of Asset Prices », *NBER Working Paper Series*, n° 8180.
- SVENSSON L., 2000 : « Open-Economy Inflation Targeting », *Journal of International Economics*, 50, pp. 155-183.
- WOODFORD M., 1994 : « Non-Standard Indicators for Monetary Policy: Can their Usefulness be judged from Forecasting Regressions? », in *NBER Studies in Business Cycles, Monetary Policy*, Vol. 29.