

Les ICM sont-ils de bons indicateurs d'activité ?

Vérification sur plusieurs pays et extensions

Christophe BLOT* Grégory LEVIEUGE†

Version préliminaire et incomplète

Résumé

L'objectif de cet article est de déterminer si les Indicateurs des Conditions Monétaires (ICM) contiennent une information véritablement pertinente sur l'activité économique future. Trois versions d'ICM sont étudiées; ICM standard, ICM avec taux d'intérêt de long terme et ICMF avec cours boursiers. Les estimations et les simulations indiquent que le contenu informationnel de ces indicateurs est sporadique. Nous cherchons à en identifier les raisons. En réponse, nous proposons la construction d'un ICM dynamique, prenant en compte l'impact graduel et retardé des variations de taux d'intérêt et de taux de change sur l'activité. Dès lors, le rejet du pouvoir prédictif des ICM(F) tiendrait moins à la présence d'un problème conceptuel qu'au fait que ces indicateurs synthétisent effectivement une information peu pertinente.

Abstract

The aim of this article is to determine whether Monetary Condition Indices are useful indicators for future economic activity. Three versions of MCI are studied; standard MCI, MCI with long term interest rate and FMCI with asset prices. Estimations and simulations indicate that the informative contents of these indicators are sporadic. We then try to identify the reasons why we obtain disappointing results and propose to derive a dynamic MCI that takes into account the gradual and delayed response of the economic activity to interest rates and exchange rates shocks. From then on, the rejection of the informational power of a MCI would less be due to a conceptual problem but rather to the fact that this type of indicator provides an irrelevant information.

Mots clés : Conditions monétaires et financières, ICM, prévisions, prix d'actifs

Keywords : Financial and monetary conditions, MCI, forecasts, asset prices

Code JEL : E3, E5

*Laboratoire d'Économie d'Orléans, UMR 6586, Rue de Blois, 45067 Orléans Cedex 2, 02 38 41 73 80, christophe.blot@univ-orleans.fr

†Laboratoire d'Économie d'Orléans, gregory.levieuge@univ-orleans.fr

Introduction

Une littérature importante s'est développée au cours des années 1990 pour démontrer l'insuffisance du taux d'intérêt comme instrument et / ou indicateur de politique monétaire en économie ouverte. En effet, du fait du mécanisme d'inflation importée et de l'effet compétitivité, une variation donnée du taux de change a qualitativement le même effet sur l'activité et l'inflation qu'une variation (généralement plus faible) du taux d'intérêt. Ainsi, l'appréhension scrupuleuse de l'orientation courante de la politique monétaire ou, plus généralement, l'évaluation des « conditions monétaires » exigeraient la prise en compte conjointe de l'évolution du taux d'intérêt et du taux de change. C'est la logique qui préside à la définition des Indicateurs des Conditions Monétaires (ICM), construits comme une combinaison pondérée de ces deux taux. En pratique, deux statuts distincts ont été attribués à cet indicateur.

D'une part, il peut être utilisé par les banques centrales comme une cible opérationnelle de politique monétaire. Typiquement, les banques centrales canadienne et néo-zélandaise ont construit leur stratégie autour d'un ICM¹, dont l'optimalité a été démontrée par diverses contributions théoriques (Smets (1997), Ball (1999), Gerlach & Smets (2000)).

D'autre part, eu égard à l'impact du taux de change sur les économies, un ICM peut être considéré comme un simple indicateur pouvant être inclus dans la large gamme de variables généralement examinées par les autorités monétaires (c'est le cas des banques centrales de Suède, de Norvège, de Finlande et d'Islande par exemple). Sous cet angle, les signaux divulgués par les ICM dépassent le seul cadre de la conduite de la politique monétaire. Les institutions internationales (FMI, OCDE), ainsi que de grands établissements financiers (Deutsche Bank, Goldman Sachs, J.P. Morgan, Merrill Lynch, Tokai Bank) s'appuient sur des ICM pour étayer leurs analyses. Pourtant, très peu de travaux ont véritablement étudié la qualité informationnelle des ICM.

L'objectif de cet article est double. Il vise d'abord à évaluer le contenu en information des ICM dans 7 pays : l'Allemagne, le Canada, les États-Unis, la France, l'Italie, le Japon et le Royaume-Uni. Ensuite, il propose de redéfinir un ICM en termes dynamiques, afin de mieux prendre en compte les variations passées du taux d'intérêt et du taux de change. Cette information cruciale n'est en effet jamais prise en compte dans les ICM standards. En ce sens, ce travail s'inscrit dans la lignée des contributions cherchant à mesurer le contenu prédictif de variables économiques simples telles que les *spreads* de taux, les agrégats monétaires, les prix d'actifs de façon générale (Stock & Watson (2001), Mauro (2000), Campbell (1999)).

L'article s'organise de la manière suivante. Après avoir présenté la logique et les méthodes de construction des ICM, nous exposons en détail dans la section 1 la procédure que nous avons suivie pour construire trois types d'indicateurs : ICM standards, ICM avec taux d'intérêt de long terme (en plus du taux d'intérêt de court terme) et ICM Financiers (ICMF) intégrant les cours boursiers. L'étude du contenu en information de ces indices

¹Pour les modalités pratiques détaillées, voir Freedman (1994, 1995) et Mayes & Razzak (1998).

est développée dans la section 2. Nous rappelons d’abord comment sont construites les simulations de prévisions *hors échantillon*. Puis nous présentons les performances prédictives des ICM en termes de croissance de la production industrielle, comparativement aux projections pouvant être réalisées grâce au *spread* de taux – l’un des plus performants des indicateurs simples – ou tout simplement grâce à un modèle auto-régressif. Les résultats font apparaître un contenu prédictif globalement très sporadique.

Nous cherchons alors à comprendre pourquoi les ICM, tels qu’ils sont construits à l’heure actuelle, ne sont pas capables de fournir une information satisfaisante (section 3). L’accent doit être mis sur la mauvaise prise en compte des délais d’impact du taux de change (en raison de la rigidité des prix à l’importation et à l’exportation) et des taux d’intérêt (contrats de dette à taux fixes, vitesse plus ou moins rapide de transmission le long de la courbe des taux) sur l’activité économique. En effet, comme les mouvements de taux d’intérêt et de taux de change se répercutent graduellement et moyennant un certain délai sur l’activité économique, les ICM définis par le taux d’intérêt et le taux de change courants négligent cette information pourtant cruciale. Pour combler cette lacune, nous proposons de définir un ICM dynamique prenant en compte les informations contenues dans les valeurs passées des taux d’intérêt et taux de change². Nous vérifions enfin si cette définition originale, intégrant les mouvements passés des prix d’actifs, engendre un meilleur indicateur (*section 4 en cours de réalisation*).

1 Définition et construction des ICM

1.1 Présentation des ICM standards

Pour les motifs évoqués en introduction, dans sa version de base, un ICM est un indicateur synthétique qui résume les évolutions combinées du taux d’intérêt réel de court terme (r) et du taux de change effectif réel (q) par rapport à leur valeur « d’équilibre » respective (\bar{r} et \bar{q}). D’où la définition suivante :

$$ICM1_t = \beta_r (r - \bar{r})_t + \beta_q (q - \bar{q})_t \quad (1)$$

Rapidement, il est apparu très réducteur de construire un ICM ignorant le taux d’intérêt de long terme, alors que ce dernier est plus représentatif que le taux court des orientations de la politique monétaire dans de nombreux pays (Deutsche Bundesbank (1999)). Cet argument a conduit à intégrer le taux d’intérêt de long terme noté ρ dans la définition des ICM. Soit :

$$ICM2_t = \beta_r (r - \bar{r})_t + \beta_\rho (\rho - \bar{\rho})_t + \beta_q (q - \bar{q})_t \quad (2)$$

où $\bar{\rho}$ traduit la valeur d’équilibre du taux d’intérêt de long terme et β_ρ le poids associé à cette variable dans l’ICM. Dans cet élan, le désir de développer un indicateur traduisant plus largement les conditions monétaires et financières a amené les économistes à adjoindre

²L’ICM ainsi établi est différent de celui proposé par Batini & Turnbull (2000), au sens où la prise en compte des informations passées n’influent pas uniquement sur les pondérations de l’ICM, mais sur sa définition même.

au taux de change et aux taux d'intérêt certaines variables telles que les cours boursiers et / ou immobiliers, l'indice construit de la sorte définissant alors un Indicateur des Conditions Monétaires et Financières (ICMF). L'ICMF que nous étudierons par la suite répond ainsi à la définition suivante :

$$ICMF_t = \beta_r(r - \bar{r})_t + \beta_\rho(\rho - \bar{\rho})_t + \beta_q(q - \bar{q})_t - \beta_z(z - \bar{z})_t \quad (3)$$

où z représente l'indice boursier, \bar{z} sa valeur d'équilibre et β_z son poids dans l'ICMF. Les informations alors délivrées par un ICMF dépassent le cadre strictement « monétaire ». Les mouvements d'un ICMF sont finalement tributaires du jeu complexe d'un ensemble de variables et des anticipations des agents. C'est donc par excès de langage que l'on qualifie de « monétaire » ce qui est largement déterminé par des conditions de marché. En outre, la notion de « conditions » monétaires n'est plus, dans ce cas, l'apanage de la politique monétaire.

Goodhart & Hofmann (2001) construisent un *ICMF* intégrant les cours boursiers et immobiliers dans les pays du G7. Leurs estimations économétriques *in sample* indiquent que les valeurs passées de l'*ICMF* « causent » l'inflation au sens de Granger. Néanmoins, les prévisions *out of sample* procurent des résultats beaucoup plus nuancés. Certes, les *ICMF* calculés à partir de la forme réduite améliorent systématiquement les prévisions d'inflation des modèles purement autorégressifs (excepté pour l'Italie). Mais toutes les spécifications autorégressives (y compris celles qui intègrent les *ICMF*) sont dominées par une marche au hasard ; l'inflation courante constitue une meilleure estimation de la croissance des prix à un horizon de deux ans qu'une formulation qui définirait l'inflation en fonction de ses valeurs passées et des valeurs retardées des *ICMF*. Même si l'introduction de ces dernières dans le processus de marche au hasard améliore la prévision (par rapport à une marche au hasard pure) dans cinq des sept pays, il n'est pas possible de valider le contenu prédictif des *ICMF* sur l'inflation.

Ainsi, une fois définies les valeurs de référence³ \bar{x} , avec $x = \{r, \rho, q, z\}$, ou une fois choisie la méthode d'évaluation des termes $(x - \bar{x})_t, \forall x$, les facteurs essentiels pour définir un ICM(F) sont les poids β_x attribués à chacune de ses composantes x . En pratique, ces pondérations doivent traduire la sensibilité de l'output ou de l'inflation respectivement aux mouvements du taux d'intérêt, du taux de change et des cours boursiers. Pour évaluer l'importance de ces poids, il est nécessaire de tenir compte des interactions dynamiques entre les variables macroéconomiques clé, ou tout du moins de prendre en considération l'ensemble des canaux de transmission des composantes de l'ICM à l'activité et l'inflation. Dans cette optique, la théorie suggère que le taux d'intérêt et le taux de change affectent directement la croissance ; le premier par son effet sur la demande et le second par son effet sur la position compétitive des exportateurs domestiques. Parallèlement, l'évolution du change est censée se répercuter sur la croissance des prix à travers un mécanisme d'inflation importée. Parallèlement, les cours boursiers influent sur la demande globale par

³En toute rigueur, elles devraient correspondre respectivement aux valeurs d'équilibre du taux d'intérêt, du taux de change et des cours boursiers, de telle sorte que la nullité de l'ICM renvoie à des conditions monétaires « neutres ».

effets de richesse⁴.

Trois méthodes permettent de déterminer ces élasticités. La première repose sur les modèles macro-économétriques de grande taille utilisés par les banques centrales et les organisations internationales. Prenant en compte à la fois les caractéristiques structurelles des économies et toutes les interactions existantes entre les variables essentielles, la fiabilité des élasticités s'en trouve renforcée. Les estimations fondées sur les modèles VAR s'inscrivent dans cette lignée (cf. Goodhart & Hofmann (2001)). En plus d'offrir un bouclage macroéconomique indispensable, les modèles VAR présentent l'avantage d'être parcimonieux. C'est la raison pour laquelle c'est cette deuxième méthode qui sera choisie dans la présente étude. Une troisième et dernière méthode est également souvent employée. Elle est, en quelque sorte, une version simplifiée de la précédente puisqu'elle consiste à établir les pondérations β_r et β_q sur la base d'élasticités déduites d'un modèle IS-Phillips sous forme réduite⁵.

La section suivante présente la méthode utilisée pour construire les ICM examinés dans la présente étude.

1.2 Construction des ICM et ICMF

Conformément aux définitions (1), (2) et (3), les différents indicateurs monétaires sont construits en termes réels. À cette fin, nous avons donc calculé des taux d'intérêt réels *ex-post* de court et de long terme en utilisant le taux d'inflation annuel de la période suivante. Si ce choix pose peu de difficultés pour les taux d'intérêt de court terme, nous devons reconnaître qu'il est plus discutable pour des taux d'intérêt de long terme. Les indices de cours boursiers sont également déflatés par des indices de prix à la consommation. Enfin, les taux de change effectifs réels utilisés sont ceux calculés et fournis par le FMI. Les données utilisées sont extraites de la base Datastream. Dans l'ensemble nous nous sommes efforcés de prendre des séries issues de la même source (le plus souvent ce sont effectivement des données du FMI) pour les différents pays de l'échantillon. Le choix d'une fréquence mensuelle contraint à utiliser la production industrielle comme *proxy* de l'activité économique. Par contre, en fréquence trimestrielle, nous avons pu utiliser directement le PIB.

Comme nous l'avons vu dans la précédente section, la construction des ICM(F) requiert d'une part l'estimation des valeurs de « référence » des taux d'intérêt, du taux de change et des cours boursiers, d'autre part la détermination des pondérations β_x . Concernant le premier point, beaucoup de travaux se contentent d'évaluer les valeurs d'équilibre comme la moyenne historique des variables considérées, ce qui revient uniquement à centrer les composantes de l'ICM. Une autre façon de procéder consiste à appliquer un filtre HP aux différentes composantes de l'ICM (Goodhart & Hofmann (2001)). C'est la méthode retenue ici. Ainsi, les termes sont définis comme l'écart de la valeur observée du taux

⁴Certes, l'accélérateur financier est plus que les effets de richesse susceptible de transmettre les déséquilibres financiers à la sphère réelle, mais il serait abusif de considérer que les séries de cours boursiers se suffisent à elles-mêmes pour traduire ce canal non linéaire.

⁵La Banque du Canada (Duguay (1994)), la Banque de Suède (Hansson (1993)), la Banque néo-zélandaise (Dennis (1997)) et la Bundesbank (Corker (1995)) se sont appuyées sur ce type de modèle.

d'intérêt de court de terme et de long terme, du taux de change et de l'indice des cours boursiers à leur tendance respective estimée par le filtre HP⁶. Cette procédure ne trahit pas le message délivré par les ICM, bien au contraire puisqu'une valeur du taux d'intérêt, du taux de change ou des cours boursiers supérieure à leur niveau tendanciel désigne un durcissement des conditions monétaires et/ ou financière relativement à une situation « neutre » ou « normale ». De plus, comme le filtre HP est appliqué à des séries longues couvrant intégralement un ou plusieurs cycles, on peut raisonnablement considérer qu'un indicateur nul reflète véritablement des conditions monétaires « neutres ». Enfin, ce procédé permet de manipuler des séries stationnaires.

Concernant le second point, il existe désormais de nombreux résultats permettant de fixer les pondérations pour les indicateurs monétaires intégrant le taux court et le taux de change. Néanmoins, pour les indicateurs intégrant le taux d'intérêt de long terme ou les indicateurs financiers, les travaux sont plus rares, si bien qu'il aurait été difficile de disposer d'estimations de ces poids, déterminés selon la même méthode, pour les trois indicateurs considérés et pour tous les pays du G7. De plus, quand bien même nous connaissons les pondérations assignées par le FMI par exemple, nous ne savons pas toujours comment sont contruits les termes $(x_t - \bar{x})$. Des problèmes d'échelle peuvent alors se poser. Les valeurs de l'ICM s'en trouveraient biaisées. C'est pourquoi nous avons choisi de calculer nous-mêmes les poids assignés à chaque indicateur. De cette façon, nous pouvons les déterminer de façon harmonisée à partir de modèles VAR. Chaque modèle est estimé à partir du même jeu de variables intégrées dans l'ordre suivant : taux de croissance de l'activité économique et de l'inflation⁷, les taux d'intérêt de court et de long terme, le taux de change effectif et les cours boursiers. Ceci revient donc à estimer un modèle par pays en fréquence mensuelle puis trimestrielle. Le nombre de décalages appliqué à chaque modèle est déterminé à partir d'un test de rapport de vraisemblance. L'absence d'autocorrélation des résidus est ensuite vérifiée afin de corriger éventuellement le nombre de retards introduits⁸.

Les fonctions de réponse des modèles VAR permettent de faire ressortir la dynamique de la variable d'activité économique consécutivement à des chocs non anticipés sur les différentes composantes de l'indicateur monétaire ou financier. Cette information est utilisée pour déduire les pondérations β_x . Concrètement, pour chaque source de choc, nous calculons l'élasticité (relative) de long terme de la variable d'activité à la variable x , c'est-à-dire la valeur absolue de la somme des réponses sur un horizon donné, ici 12 mois. Soit, en notant $\phi_{x,t}$ pour $x = \{r, \rho, q, z\}$ la réponse à la date t de l'activité économique à un choc

⁶Les valeurs du paramètre de lissage s'établissent respectivement à 1600 et 14 400 pour les fréquences trimestrielles et mensuelles.

⁷Ces taux de croissance sont calculés en glissement annuel pour les deux variables.

⁸Il faut par ailleurs préciser que des variables muettes ont été utilisées afin de « neutraliser » les effets de la crise de change de 1992 au Royaume-Uni et en Italie. En effet, la forte volatilité des taux de changes au cours de cette période ne résulte pas des fondamentaux mais de tensions spéculatives très fortes. De fait, le poids associé au taux de change risque ainsi d'être artificiellement gonflé. Pour le Royaume-Uni, nous nous sommes inspirés de Batini & Turnbull (2000) en introduisant une *dummy* sur la période 1990 : 10 - 1992 : 09. Pour l'Italie, les variables muettes couvrent la période 1992 : 06 - 1993 : 06 et 1995 : 02 - 1995 : 06.

sur la variable x , le poids β_x est déterminé selon la relation suivante⁹ :

$$\beta_x = \frac{|\sum_{t=1}^{t=n} \phi_{x,t}|}{\sum_x |\sum_{t=1}^{t=n} \phi_{x,t}|} \quad (4)$$

Considérant qu'un horizon d'un an permet de capter les délais de réponse aux chocs, nous fixons $n = 12$. Au final, conformément à la logique de construction des ICM, cette méthode revient à pondérer chaque composante à la hauteur de son influence relative sur l'activité.

Il faut bien entendu se rappeler que la dynamique du modèle repose sur l'identification des différentes innovations. Pour ce faire, nous avons procédé de la façon la plus simple possible en identifiant les chocs à partir d'une décomposition de Choleski. Dans ce cas, l'ordre dans lequel sont introduites les variables est essentiel puisqu'il conditionne la nature des restrictions qui sont posées. Ainsi, la première variable du VAR (ici le taux de croissance de l'activité) réagit avec une période de retard - soit un mois ici - à l'ensemble des chocs. La deuxième variable (le taux d'inflation) réagit instantanément à un choc sur la première et avec un retard d'une période aux autres sources de chocs. La dernière variable (les cours boursiers) peut réagir dès la première période à tous les chocs. C'est pourquoi, il est assez courant de faire apparaître les variables financières, tels que les taux de change ou les cours boursiers, dans les dernières positions¹⁰. En outre, en tant qu'indicateur de politique monétaire, nous avons supposé que le taux d'intérêt de court terme est introduit en troisième position. De fait, cela revient à considérer que le taux court, ne peut réagir de façon instantanée qu'aux chocs sur l'activité et l'inflation. Le taux d'intérêt de long terme est placé à la suite du taux d'intérêt de court terme et avant le taux de change et les cours boursiers.

Le tableau 1 rapporte les poids obtenus. Ces pondérations sont assez conformes à l'attente. Dans les ICM standards, le poids du taux d'intérêt de court terme excède toujours celui du taux de change. Le poids relatif du taux de change ($\beta_q / (\beta_r + \beta_q)$) se situe entre 40% pour l'Italie et 11% 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. L'introduction des taux d'intérêt de long terme dans l'ICM2 est assez instructive. Elle permet d'observer la primauté du taux long sur le taux court dans la plupart des pays. C'est le cas par exemple en France, où les emprunts sont le plus souvent contractés à taux fixes et à long terme (curieusement, l'Allemagne échappe à ce constat). C'est en ce sens qu'il est habituellement considéré que le taux d'intérêt de long terme est plus représentatif du canal du taux d'intérêt que le taux court. Au contraire, le taux court est plus important que le taux long au Royaume-Uni, où les prêts sont plus massivement accordés à taux variables. Enfin, sans surprise, c'est aux États-Unis, au Royaume-Uni et au Japon que les cours boursiers ont

⁹En toute logique, nous n'avons considéré que les réponses aux chocs de taux d'intérêt de court terme et de taux de change pour construire l'ICM1. Pour l'ICM2, nous retenons en plus les réponses aux chocs sur les taux longs. Enfin, nous ajoutons les réponses au choc sur les cours boursiers pour définir les poids dans l'ICMF.

¹⁰Voir notamment Christiano, Eichenbaum & Evans (1999) pour l'intégration des taux de change dans ce type de modèle ou Goodhart & Hofmann (2001) où les modèles VAR intègrent à la fois le taux de change et les cours boursiers.

Pays	Indicateur	Taux court	Taux de change	Taux long	Cours boursiers
Royaume-Uni	ICM1	0.66605	0.33395	-	-
	ICM2	0.48281	0.24208	0.27511	-
	ICMF	0.45535	0.22831	0.25947	0.05687
Allemagne	ICM1	0.83263	0.16737	-	-
	ICM2	0.49530	0.09956	0.40514	-
	ICMF	0.48815	0.09813	0.39929	0.01443
Canada	ICM1	0.76157	0.23843	-	-
	ICM2	0.36606	0.11461	0.51933	-
	ICMF	0.35803	0.11209	0.50793	0.02195
USA	ICM1	0.79047	0.20953	-	-
	ICM2	0.54488	0.14443	0.31069	-
	ICMF	0.51070	0.13537	0.29120	0.06273
France	ICM1	0.75701	0.24299	-	-
	ICM2	0.32715	0.10501	0.56784	-
	ICMF	0.32230	0.10346	0.55943	0.01481
Japon	ICM1	0.88895	0.11105	-	-
	ICM2	0.31929	0.03989	0.64082	-
	ICMF	0.30481	0.03808	0.61174	0.04537
Italie	ICM1	0.59826	0.40174	-	-
	ICM2	0.35679	0.23959	0.40362	-
	ICMF	0.34953	0.23471	0.39541	0.02035

TAB. 1: Pondérations issues des modèles VAR

le poids le plus important. Celui-ci reste cependant très mesuré. Il aurait été difficile à croire qu'ils puissent jouer autant que les taux d'intérêt ou le taux de change sur l'activité économique en « régime permanent ».

Les sections suivantes visent à offrir un point de vue général sur la capacité de ces ICM(F) à prévoir l'activité économique, en considérant plusieurs horizons de prévision, plusieurs procédures et en comparant les résultats à ceux obtenus avec le *spread* de taux. Ce dernier, défini comme l'écart entre les taux d'intérêt à 10 ans et le taux court à 3 mois est largement reconnu comme étant l'un des meilleurs indicateurs avancés simples¹¹.

2 La capacité prédictive des ICM et ICMF

2.1 Le pouvoir explicatif

Afin d'évaluer la capacité prédictive des différents indicateurs monétaires et financiers, nous analysons, dans un premier temps, la relation entre le taux de croissance de la production industrielle et les différentes variables sur une période donnée. L'équation estimée

¹¹Pour des examens empiriques, voir par exemple Estrella & Mishkin (1998), Dotsey (1998) et Stock & Watson (2001). Pour les explications théoriques de cette relation, voir Dubois & Janci (1994) et Leveuge (2003).

est alors la suivante :

$$\left(\frac{1200}{k}\right) \log\left(\frac{y_{t+k}}{y_t}\right) = \alpha + \lambda \left(\frac{1200}{k}\right) \log\left(\frac{y_t}{y_{t-k}}\right) + \beta x_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

où y représente l'indicateur d'activité (soit le taux de croissance de la production industrielle calculé en glissement annuel), k l'horizon de prévision considéré (3, 6, 12)¹² et x_t la variable explicative (l'écart de taux, l'indicateur des conditions monétaires et l'indicateurs des conditions monétaires et financières). Par ailleurs, il peut également être intéressant de vérifier dans quelle mesure l'information contenue dans les ICM et ICMF est originale par rapport à celle apportée par l'écart de taux. À cette fin, nous estimons le modèle « complet » suivant :

$$\left(\frac{1200}{k}\right) \log\left(\frac{y_{t+k}}{y_t}\right) = \alpha + \lambda \left(\frac{1200}{k}\right) \log\left(\frac{y_t}{y_{t-k}}\right) + \beta x_t + \theta spread_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

Pour chaque pays, ces équations sont estimées par les MCO sur la période 1980 : 01 – 2003 : 01. Comme les résidus des équations (5) et (6) sont par construction autocorrélés¹³ (phénomène d'*overlapping*), les matrices des variances-covariances des estimateurs sont corrigées suivant la procédure proposée par Newey & West (1994).

Le tableau 5 en annexe fait apparaître la valeur et la significativité des différents indicateurs, ainsi que le coefficient de détermination \bar{R}^2 , en fonction de l'horizon de prévision. Ces résultats seront commentés en détail dans la section suivante, pays par pays. Mais deux points méritent d'être soulignés à ce stade. D'abord, conformément à l'attente, lorsqu'ils sont significatifs, les ICMs exercent un effet négatif sur l'activité économique¹⁴. Un durcissement des conditions monétaires ou financières (hausse du taux d'intérêt réel de court terme, appréciation réelle de la monnaie ou baisse des cours boursiers) coïncide bien avec une dégradation conjoncturelle. Ces résultats permettent d'emblée d'affirmer la cohérence de la méthode de construction choisie. Le Japon apporte la seule anomalie en la matière puisque l'ICM2 apparaît positif et significatif à 5% pour $k = 3$ et 10% pour $k = 6$. Mais cela ne tient plus au contexte économique particulier du Japon qu'à la méthode de construction des ICM. L'estimation porte effectivement sur une période marquée par des taux d'intérêt pratiquement nuls et peu fluctuants, cependant que l'activité était elle-même atone. Au bout du compte, il n'est pas surprenant que les taux d'intérêt ne constituent pas un indicateur d'activité au Japon. Preuve de cette assertion, ce pays est le seul de l'échantillon pour lequel le *spread* de taux n'est jamais significatif. Pour les autres, au contraire, un accroissement de l'écart de taux se traduit effectivement par une hausse du taux de croissance de la production industrielle. De surcroît, la prise en compte du *spread* s'avère être particulièrement appréciable en termes d'accroissement du \bar{R}^2 dans tous ces pays, et ce d'autant que l'horizon est lointain (k élevé).

¹²Un horizon de prévision maximal de 12 mois apparaît raisonnable pour détecter le contenu prédictif des ICM. Cela limite aussi le nombre de simulations et de résultats. Par acquis de conscience, nous avons examiné les résultats pour $k = 24$. Ils ne remettent absolument pas en cause les commentaires établis avec $k = 3, 6, 12$.

¹³Deux taux de croissance d'horizon k successifs ont $k - 1$ observations en commun ; les résidus suivent alors un $MA(k)$.

¹⁴Les signes positifs ne sont jamais significatifs.

2.2 La capacité des ICM et ICMF à prévoir le taux de croissance de la production industrielle

La capacité prédictive des différents modèles est ensuite étudiée en procédant à une analyse « hors échantillon » (*out-of-sample*). Pour ce faire, nous construisons des séries de prévisions pour le taux de croissance de l'activité économique à l'horizon $k = 3, 6, 12$ mois¹⁵ à partir d'un modèle intégrant simplement la composante autorégressive et servant ensuite de référence et pour les modèles avec les différents indicateurs, soient :

Modèle AR :

$$\left(\frac{1200}{k}\right) \log\left(\frac{y_{t+k}}{y_t}\right) = \alpha + \lambda \left(\frac{1200}{k}\right) \log\left(\frac{y_t}{y_{t-k}}\right) + \varepsilon_{1,t} \quad (7)$$

Modèle ICM :

$$\left(\frac{1200}{k}\right) \log\left(\frac{y_{t+k}}{y_t}\right) = \alpha + \lambda \left(\frac{1200}{k}\right) \log\left(\frac{y_t}{y_{t-k}}\right) + \beta x_t + \varepsilon_{2,t} \quad (8)$$

Modèle spread :

$$\left(\frac{1200}{k}\right) \log\left(\frac{y_{t+k}}{y_t}\right) = \alpha + \lambda \left(\frac{1200}{k}\right) \log\left(\frac{y_t}{y_{t-k}}\right) + \theta spread_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

Les prévisions sont réalisées dans les conditions réelle d'exercice d'un prévisionniste¹⁶. En premier lieu, nous avons recours à l'estimation des modèles (7) à (9) sur un intervalle de référence, augmenté d'une période à chaque étape, soit ici sur la période allant de 1980 : 01 à $(t - k)$ avec $t = 1997 : 12 - 2002 : 11$. En somme, chaque mois (ou chaque trimestre, selon la fréquence des observations), le prévisionniste intègre les observations de la période précédente pour mettre à jour la relation estimée entre l'activité économique et les variables financières (ICM et/ou *spread*), qui sert à faire des projections. Pour les modèles (7) à (9), en notant g le taux de croissance de l'activité, on obtient ainsi les prévisions suivantes :

Modèle AR¹⁷ :

$$E_t(g_{t+1+k}) = \hat{\alpha}_t + \hat{\lambda}_t(g_{t+1}) \quad (10)$$

Modèle ICM :

$$E_t(g_{t+1+k}) = \hat{\alpha}_t + \hat{\lambda}_t(g_{t+1}) + \hat{\beta}_t x_{t+1} \quad (11)$$

Modèle spread :

$$E_t(g_{t+1+k}) = \hat{\alpha}_t + \hat{\lambda}_t(g_{t+1}) + \hat{\theta}_t spread_{t+1} \quad (12)$$

¹⁵En fréquence trimestrielle, $k = 1, 2, 4$.

¹⁶Voir notamment Sédillot (1999) pour une application de cette méthode à l'écart de taux.

¹⁷Sans mise à jour de la relation estimée entre l'activité économique et les variables financières, les prévisions obtenues à partir du modèle AR par exemple seraient $E_t(g_{t+1+k}) = \hat{\alpha} + \hat{\lambda}(g_{t+1})$. Les estimateurs $\hat{\alpha}$ et $\hat{\lambda}$ seraient immuables. Or, en pratique, un prévisionniste a intérêt à mettre à jour ses modèles sitôt qu'il dispose de nouvelles informations.

Une fois les prévisions réalisées, nous en déduisons l'erreur quadratique moyenne (RMSE) pour chaque modèle et pour tous les horizons de prévision. Les RMSE des modèles ICM, ICMF et écart de taux sont ensuite rapportés à celui généré par le modèle autorégressif afin d'obtenir une mesure de la qualité des prévisions. La lecture du ratio obtenu est directe : s'il est inférieur (supérieur) à un, c'est que le modèle intégrant un indicateur donné est meilleur (moins bon) en termes de prévision que le modèle autorégressif. De la même façon, nous pouvons comparer le RMSE obtenu pour les ICM1, ICM2 et ICMF avec celui généré par le modèle *spread*. Il est effectivement intéressant de comparer le pouvoir prédictif des indicateurs monétaire et financier à cette variable dont les qualités prédictives ont déjà été mises en évidence dans la littérature empirique. Il est possible de déterminer si les rapports de RMSE sont significativement différents de 1 (que ce soit supérieur ou inférieur) grâce au test de Diebold & Mariano (1995), dont le principe est brièvement rappelé en annexe.

Enfin, si le pouvoir prédictif des ICMs était avéré, il est important de voir dans quelle mesure la présence de l'ICM améliore les prévisions (hors-échantillon) au-delà de l'information déjà contenue dans le *spread* de taux. Pour ce faire, nous testerons l'égalité à 1 du rapport de RMSE obtenu par le modèle (9) et le modèle « complet » (6).

2.3 Résultats et interprétation

Le tableau 2 rapporte la comparaison des performances prévisionnelles des modèles (8) et (7). Le tableau 3 expose les rapports de RMSE du modèle-ICM (8) sur RMSE du modèle-*spread* (9). Le tableau 4 enfin synthétise la capacité des ICM à apporter une information distincte de celle contenue dans le *spread* de taux¹⁸ ; il rapporte donc les rapports de RMSE des modèles (6) et (9). Cette observation peut être croisée avec les résultats qui émergent des régressions *in sample* dans le tableau 5 en annexe.

Quels que soient l'indicateur retenu et l'horizon de prévision, les ICM ne constituent jamais des facteurs explicatifs probants de la croissance de l'activité au Royaume-Uni. Du coup, sans surprise, le modèle purement auto-régressif génère de bien meilleures prévisions que le même modèle augmenté d'un ICM (ICM1, ICM2 ou ICMF). Il va de soi enfin que l'information délivrée par les ICM n'est alors pas originale par rapport à celle du *spread*. Les résultats ne sont guère meilleurs pour l'Allemagne, où seul l'ICM1 s'avère être un facteur explicatif de la croissance de la production industrielle pour un horizon de 3 et 6 mois. Dans ce cas, le pouvoir explicatif de l'ICM résiste à l'introduction du *spread*. Pour autant, les prévisions réalisées hors échantillon ne sont jamais meilleures que celles issues du modèle purement auto-régressif et s'avèrent être systématiquement moins bonnes que celles délivrées par le *spread*. En effet, dans le tableau 3, les rapports de RMSE du modèle avec ICM sur les RMSE du modèle avec *spread* sont toujours significativement supérieurs à 1. Il se confirme enfin dans le tableau 4 que les ICM ne présentent pas une information originale par rapport au *spread*.

Les résultats sont moins médiocres pour le Canada, l'un des premiers pays à avoir promu

¹⁸Préférant concentrer notre commentaire sur la capacité informationnelle des ICMs, les rapports de RMSE du modèle *spread* sur RMSE du modèle purement auto-régressif seront volontairement ignorés.

Pays	Modèle	$k = 3$	$k = 6$	$k = 12$
Royaume-Uni	ICM1	1.00163	1.01855***	1.02835***
	ICM2	1.00568	1.02763***	1.02962***
	ICMF	1.00236	1.02025***	1.02548***
Allemagne	ICM1	0.98503	0.99491	0.99994
	ICM2	1.01123	1.01321	1.00600
	ICMF	1.00720	1.01583	1.00417
Canada	ICM1	0.96884	0.95103*	0.95456*
	ICM2	1.02859*	1.05182*	1.02284
	ICMF	1.05253***	1.09931	1.05958***
États-Unis	ICM1	1.00807	0.96261	0.99107
	ICM2	1.06105	1.02591	1.02132
	ICMF	1.07979*	1.10924***	1.09721***
France	ICM1	0.98903	0.98947	0.96036*
	ICM2	0.99339	0.97877	0.95850**
	ICMF	0.99404	0.99824	0.97679
Japon	ICM1	0.99943	0.99534	0.97757*
	ICM2	0.98000**	0.97099***	0.96201***
	ICMF	0.99994	1.00845*	1.00217
Italie	ICM1	0.95849***	0.98268	0.98523
	ICM2	0.98274**	1.00880	1.00999
	ICMF	0.99195	1.03381*	1.04442

Notes : les chiffres représentent le rapport du RMSE du modèle avec ICM sur le RMSE du modèle AR. Les astérisques indiquent si le rapport est significativement différent de 1 d'après le test de Diebold & Mariano. Lorsque le modèle ICM est significativement meilleur que le modèle auto-régressif, le rapport des RMSE est en gras. Résultats obtenus avec mise à jour de l'estimation des modèles à chaque période.

TAB. 2: Apport en information des ICM (comparaison avec modèle AR)

l'utilisation des ICMs, la banque centrale canadienne allant jusqu'à lui assigner le statut de cible opérationnelle de politique monétaire (Freedman (1995)). L'ICM1 apparaît comme étant un déterminant significatif de l'activité économique, quel que soit l'horizon considéré. Mais il ne résiste pas à la prise en compte simultanée du *spread* de taux. L'ICM2 et l'ICMF ne constituent des variables explicatives significatives que de la croissance trimestrielle et semestrielle de la production industrielle (tab. 5 en annexe). Une fois la structure par terme des taux prise en compte, l'ICM2 n'est plus significatif que pour $k = 3$. En somme, le *spread* affecte très nettement le pouvoir explicatif des ICM, dont l'information serait donc redondante avec celle contenu dans la structure par terme des taux. L'accroissement remarquable du \bar{R}^2 une fois le *spread* intégré dans la régression (le \bar{R}^2 pouvant s'en trouver décuplé) témoigne de l'éloquence de cette variable au Canada. Pour autant, l'ICM1 est le seul des trois indicateurs à présenter un pouvoir prédictif validé (pour $k = 6$ et $k = 12$). Mais il ne fait mieux que le *spread* qu'à un horizon de prévision annuel (cf. tab. 3). Si-

Pays	Modèle	$k = 3$	$k = 6$	$k = 12$
Royaume-Uni	ICM1	0.99089	1.01035	1.04744**
	ICM2	0.99490	1.01936	1.04874**
	ICMF	0.99162	1.01204	1.04452**
Allemagne	ICM1	1.05882**	1.12440***	1.32093***
	ICM2	1.08699***	1.14507***	1.32893***
	ICMF	1.08265***	1.14804***	1.32651***
Canada	ICM1	0.94904	0.94339	0.91111**
	ICM2	1.00757	1.04337	0.97628
	ICMF	1.03102	1.09048	1.01135
États-Unis	ICM1	1.00992	1.01899	1.02334
	ICM2	1.06300	1.08599	1.05458
	ICMF	1.08178	1.17420**	1.13294**
France	ICM1	1.06390*	1.09750***	1.25830***
	ICM2	1.06859*	1.08563***	1.25586***
	ICMF	1.06928	1.10723***	1.27982***
Japon	ICM1	0.99049	0.98662**	0.94731***
	ICM2	0.97123***	0.96248***	0.93222***
	ICMF	0.99099	0.99961	0.97114***
Italie	ICM1	0.95204***	0.98549	1.00636
	ICM2	0.97613**	1.01169	1.03165
	ICMF	0.98527	1.03676*	1.06682**

Notes : les chiffres représentent le rapport du RMSE du modèle avec ICM sur le RMSE du modèle avec *spread*. Les astérisques indiquent si le rapport est significativement différent de 1 d'après le test de Diebold & Mariano. Lorsque le modèle ICM est significativement meilleur que le modèle *spread*, le rapport des RMSE est en gras. Résultats obtenus avec mise à jour de l'estimation des modèles à chaque période.

TAB. 3: Apport en information des ICM (comparaison avec modèle *spread*)

non, l'écart de taux constitue un meilleur prédicteur. Il reste enfin que ce dernier résultat est fragile, puisque le modèle complet (6) génère de meilleures prévisions que le modèle *spread* (9) pour $k = 12$. En somme, quoique plus encourageants que pour les autres pays, le pouvoir prédictif des ICM canadiens demeure assez ambigu.

Les trois indicateurs présentent également d'excellentes performances explicatives (*in sample*) aux États-Unis, quel que soit l'horizon prévisionnel. Ce contenu explicatif résiste à la prise en compte du *spread*, d'ailleurs systématiquement significatif lui aussi. L'information contenue dans les ICM serait donc originale. Pour autant, les prévisions que permettent d'établir ICM1 et ICM2 ne sont pas meilleures que celles pouvant être déduites du modèle purement auto-régressif ou du *spread*. L'ICMF quant à lui ferait moins bien qu'une structure AR et que le modèle *spread*. Les résultats figurant dans le tableau 4 confirment sans conteste que la prise en compte de l'ICM est pénalisante lorsque le prévisionniste exploite

Pays	Modèle	$k = 3$	$k = 6$	$k = 12$
Royaume-Uni	ICM1	1.00600*	1.01713***	1.01410***
	ICM2	1.01506**	1.02663**	1.01271**
	ICMF	0.99978	1.01671**	1.01280***
Allemagne	ICM1	1.17989***	1.21325***	1.03911***
	ICM2	1.12463	1.17589***	1.09141***
	ICMF	1.14898***	1.21386***	1.08126***
Canada	ICM1	1.00777	1.03593	0.98953**
	ICM2	1.01848	1.05953	0.97257***
	ICMF	1.03514	1.05291	0.98392**
États-Unis	ICM1	1.17365**	1.21091***	1.07498***
	ICM2	1.26877***	1.32057***	1.12210***
	ICMF	1.31590***	1.31021***	1.12462***
France	ICM1	1.17320**	1.22919***	1.22220***
	ICM2	1.17428**	1.32308***	1.50457***
	ICMF	1.15616**	1.25167***	1.42048***
Japon	ICM1	1.01422*	1.02257**	1.06974***
	ICM2	1.04732**	1.02537*	1.05696***
	ICMF	0.99498**	0.98474***	0.97721***
Italie	ICM1	1.11345***	1.25847***	1.20506***
	ICM2	1.14698***	1.34588***	1.34329***
	ICMF	1.15054***	1.33352***	1.29515***

Notes : les chiffres représentent le rapport du RMSE du modèle *complet* sur le RMSE du modèle AR avec *spread*. Les astérisques indiquent si le rapport est significativement différent de 1 d'après le test de Diebold & Mariano. L'information délivrée par l'ICM est originale si le rapport est significativement inférieur à 1 (en gras). Résultats obtenus avec mise à jour de l'estimation des modèles à chaque période.

TAB. 4: Originalité de l'information délivrée par les ICM

déjà l'information contenue dans le *spread*.

Les ICM expliquent significativement la croissance de la production industrielle française, quelle que soit la version étudiée et l'horizon. Qui plus est, cette capacité explicative résiste à l'information contenu dans le *spread* (cette dernière est systématiquement significative). Par suite, certes les trois versions d'ICM génèrent de meilleures prévisions que le modèle purement auto-régressif, mais moins précises que celles déduites de l'écart de taux. De surcroît, il apparaît que la qualité marginale des prévisions, une fois pris en compte les ICM, n'est pas meilleure lorsque l'information du *spread* est déjà exploitée (quel que soit k).

Pour des raisons déjà évoquées, aucun des trois indicateurs ne parvient à expliquer

la conjoncture nipponne¹⁹. L'inadéquation des taux d'intérêt pour expliquer ou prévoir *a posteriori* l'activité économique de ce pays justifie également le rejet systématique de la significativité du *spread* de taux (cf. tab 5 en annexe). À en croire les résultats figurant dans les tableaux 2 et 3, les prévisions réalisées avec les ICM, pour mauvaises qu'elles sont, s'avèrent être moins déplorables que celles des modèles AR et *spread*. En somme, eu égard aux piètres résultats *in sample*, les ICM ne sont pas meilleurs, ils sont seulement moins mauvais.

Enfin, en Italie, l'ICM2 et l'ICMF expliquent tous deux significativement l'accroissement de la production industrielle, quel que soit l'horizon considéré. C'est le cas de l'ICM1 pour $k = 3$ et $k = 6$. Ces résultats sont insensibles à l'introduction du *spread* dans les régressions. L'écart de taux n'est d'ailleurs jamais significatif. La suite de l'examen indique que les indicateurs ICM1 et ICM2 génèrent des prévisions de meilleure qualité qu'un modèle purement AR pour un horizon court ($k = 3$). Sur ce même horizon, l'ICM1 et l'ICM2 font mieux que le *spread*. Au regard des médiocres résultats affichés par l'ICMF, les cours boursiers ne feraient finalement que brouiller le contenu prédictif des ICM.

Des investigations ont aussi été menées sans mise à jour des estimations. Les résultats ne s'en trouvent pas globalement modifiés. Ceci prête à penser que les modèles estimés ont été relativement stables sur la période d'étude. Le même exercice a également été effectué en fréquence trimestrielle, depuis la détermination des pondérations jusqu'à la mesure de la capacité prédictive des ICM²⁰. Cette variante permet d'examiner la robustesse des résultats une fois prise en compte une autre mesure d'activité, en l'occurrence le taux de croissance du PIB (au lieu de la production industrielle). Le constat qui peut être dressé rejoint celui établi en fréquence mensuelle. Il s'avère même être un peu plus sévère à l'endroit des ICM. D'abord, ces indicateurs sont assez peu souvent significatifs *in sample*. Ils ne constituent jamais un facteur explicatif satisfaisant de la croissance du PIB en Allemagne, en Italie, au Royaume-Uni et au Japon (dans ces deux derniers pays, le signe des ICM apparaît même parfois contre-intuitif). Le contenu explicatif est légèrement meilleur en France et aux États-Unis. C'est encore au Canada qu'il est le plus fort. Quant au contenu prédictif, il apparaît que les ICM font rarement (si ce n'est jamais) significativement mieux que les modèles AR et *spread*. Ou, si c'est le cas, eu égard par ailleurs aux résultats *in sample*, cela tient plus à la médiocrité des modèles AR et *spread* qu'à la qualité prédictive intrinsèque des ICM.

Ainsi, à ce stade, il est possible d'établir un bilan très nuancé de la capacité prédictive des ICM. Soit ils sont incapables de prévoir l'activité, même à très court terme, soit l'information qu'ils prodiguent est redondante avec celle contenue dans le *spread* de taux. Exception est faite du Canada, où l'ICM standard (ICM1 avec uniquement taux de change et taux d'intérêt de court terme) permet de prévoir le taux de croissance annuel de la production industrielle. Aussi, de façon générale, les performances prédictives des ICM ne se trouvent pas améliorées par la prise en compte des taux d'intérêt de long terme et des cours boursiers. Sans doute cette dernière ne fait-elle qu'ajouter du « bruit » (lié à la volatilité) dans un indicateur déjà sensible aux vicissitudes des marchés financiers, ce que

¹⁹Curieusement, MCI2 a même un signe négatif lorsque $k = 3$.

²⁰Les résultats détaillés sont disponibles auprès des auteurs.

tendait déjà à signifier le poids modeste β_z assigné au cours boursiers dans la définition des ICM. Ce résultat n'est donc finalement pas surprenant, sauf éventuellement aux États-Unis, où certains travaux empiriques s'accordent à reconnaître l'importance des facteurs financiers sur le cycle économique²¹. Il reste que les cours boursiers en tant que tels ne sont pas capables d'apporter une information sur les effets de l'accélérateur financier, principal canal de transmission des prix d'actifs à la sphère réelle. À cet égard, il ne faut pas perdre de vue que les ICM ont pour seule ambition d'être des indicateurs conjoncturels synthétiques. En aucune mesure ils ne constituent des indicateurs suffisants, ne serait-ce parce qu'ils négligent toute l'information pouvant être exploitée des bilans des entreprises et des banques.

3 Identification des lacunes des ICM et tentative d'amélioration

La première lacune des ICM tient au calcul des pondérations. Outre le fait d'être très dépendants des modèles sous-jacents, les paramètres β_x ne sont certainement pas constants dans le temps. Eika, Ericsson & Nymoen (1996) calculent l'intervalle plausible des pondérations établies par les estimations de Duguay (1994) lorsque le ratio β_r/β_q varie d'un montant équivalent à l'écart-type respectif des deux paramètres. Ils montrent que la valeur du ratio s'étend alors entre 1.5 à 11.6.

Mais, surtout, les ICM tels qu'ils sont habituellement construits tiennent très imparfaitement compte de la dynamique de la relation unissant le(s) taux d'intérêt, le taux de change et l'activité économique, ce qui brouille l'« horizon informationnel » auquel les ICM se rapportent. En effet, les conditions monétaires instantanément suggérées par ce type d'indicateur ne correspondent pas à la situation immédiate de l'économie, mais à celle qui tend à se former pour un certain horizon. Alors qu'il serait important d'étudier attentivement les délais nécessaires au taux d'intérêt et au taux de change pour affecter l'activité, l'immense majorité des études suppose (et il a été supposé jusqu'ici) que ce délai est le même pour les deux instruments. Cette hypothèse *ad hoc* d'homogénéité de l'impact du taux d'intérêt et du taux de change sur l'activité est très discutable et explique très certainement les piètres qualités prédictives des ICM. Si par exemple le taux de change affecte plus rapidement le PIB que ne le font les taux d'intérêt, le signal délivré par l'ICM est faussé ; une augmentation du taux d'intérêt en t va se traduire par une hausse de l'ICM alors que l'impact initial ne sera effectif que quelques mois plus tard. De surcroît, l'influence des instruments sur le PIB et les prix courants sont échelonnés dans le temps. Or l'ICM défini par (1) fait totalement abstraction des effets retardés des mouvements passés du taux d'intérêt et du taux de change.

Batini & Turnbull (2000) proposent la construction d'un *ICM* qualifié de « dynamique » pour le Royaume-Uni. Mais ce n'est que dans la phase préalable de détermination des pondérations que les valeurs passées du taux d'intérêt et du taux de change sont

²¹Voir par exemple Poterba (2000) et Marquis (2002) pour les effets de richesse, et Oliner & Rudebusch (1996) pour le canal du bilan.

considérées. Au final, l'ICM continue de répondre à la définition (1)²². La question de la dynamique n'est donc absolument pas réglée par leur proposition.

Pour pallier ces insuffisances, nous définissons un ICM véritablement dynamique, tel que :

$$ICMD_t = \sum_{j=k_1}^{k_2} \alpha_{j-k_1+1} (r - \bar{r})_{t-j} + \sum_{i=p_1}^{p_2} \beta_{i-p_1+1} (q - \bar{q})_{t-i} \quad (13)$$

où, k_1 et k_2 ne sont pas forcément respectivement égaux à p_1 et p_2 . Tout dépend de la rapidité et du gradualisme avec lesquels le taux d'intérêt et le taux de change affectent l'activité économique.

Suite en cours de réalisation

Conclusion

L'objectif de cet article était d'abord d'évaluer le contenu informationnel des Indicateurs des Conditions Monétaires dans un panel de 7 pays industrialisés. Soucieux de s'appuyer sur un modèle prenant en compte l'ensemble des interactions essentielles entre les variables macroéconomiques importantes, les pondérations des ICM ont été fondées sur un modèle VAR. Les résultats des estimations et des simulations sont assez clairs : les ICM standards ou avec taux d'intérêt de long terme, comme les ICMF, ne permettent pas de mieux prévoir l'activité économique que le *spread* de terme ni même qu'un modèle purement auto-régressif.

Il reste ensuite à déterminer les raisons de ces médiocres performances. L'accent sera mis sur la définition d'un ICM dynamique, prenant en compte les délais d'impact distincts des taux d'intérêt et du taux de change sur l'activité économique. Une fois construit, nous espérons pouvoir montrer qu'un tel indicateur permet de mieux prévoir l'activité que ne le font les ICM standards et le *spread* de taux.

Par ailleurs, d'autres critères de qualité prévisionnelle pourraient être envisagés. À cet égard, il conviendrait d'évaluer, à l'aide de modèles *probit*, la capacité des ICM à prévoir les retournements de tendance. Il serait également intéressant de déterminer la probabilité à chaque période, pour que la prévision générée par un modèle donné soit significativement égal à la réalisation (plus ou moins un epsilon). Ce travail est en cours de réalisation.

Références

Ball, L. (1999), Policy Rules for Open Economies, *in* J. B. Taylor, ed., 'Monetary Policy Rules', University of Chicago Press, pp. 127–144.

²²En quelque sorte, Batini & Turnbull (2000) calculent des pondérations de long terme, mais ne résolvent pas le problème de l'horizon informationnel de l'ICM.

- Batini, N. & Turnbull, K. (2000), 'Monetary Conditions Indices for the UK : A Survey', *External MPC Unit Discussion Paper* (1).
- Campbell, J. (1999), *Asset Prices, Consumption and the Business Cycle*, Vol. 1, Amsterdam : North-Holland, Handbook of Macroeconomics, chapter 19, pp. 1231–1303.
- Christiano, L., Eichenbaum, M. & Evans, C. (1999), Monetary Policy Shocks : What Have we Learned and to What End?, in J.-B. Taylor & M. Woodford, eds, 'Handbook of Macroeconomics', number Vol. 1.
- Corker, R. (1995), *Indicators of Monetary Conditions*, number 125, IMF Occasional Papers, chapter United Germany : The First Five Years - Performance and Policy Issues, pp. 51–61.
- Dennis, R. (1997), 'A Measure of Monetary Conditions', *Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper Series* (G97/1).
- Deutsche Bundesbank (1999), 'Taylor Interest Rate and Monetary Conditions Index', *Deutsche Bundesbank Monthly Report* **51**(4), 47–62.
- Diebold, X. & Mariano, R. (1995), 'Comparing Predictive Accuracy', *Journal of Business and Economics Statistics* (13(3)), 253–263.
- 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), 31–51.
- Dubois, E. & Janci, D. (1994), 'Prévision du PIB par la courbe des taux : une constatation empirique en quête de théorie', *Economie et Prévision* (112), 69–85.
- Duguay, P. (1994), 'Empirical Evidence on the Strength of the Monetary Transmission Mechanism in Canada, an Aggregate Approach', *Journal of Monetary Economics* (33), 39–61.
- Eika, K., Ericsson, N. & Nymoen, R. (1996), 'Hazards in Implementing a Monetary Conditions Index', *Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Paper* (568).
- Estrella, A. & Mishkin, F. (1997), 'The Predictive Power of the Term Structure of Interest Rates in Europe and the United States : Implications for the European Central Bank', *European Economic Review* (41), 1375–1401.
- Estrella, A. & Mishkin, F. (1998), 'Predicting U.S. Recessions : Financial Variables as Leading Indicators', *Review of Economics and Statistics* (LXXX(1)), 45–61.
- Freedman, C. (1994), The Use of Indicators and the Monetary Conditions Index in Canada, in T. Balino & C. Cottarelli, eds, 'Frameworks for Monetary Stability, Policy Issues and Country Experiences', IMF, Washington, pp. 458–476.
- Freedman, C. (1995), 'Le rôle des conditions monétaires et l'Indice des Conditions Monétaires dans la conduite de la politique', *Revue de la Banque du Canada* pp. 53–59.
- Gerlach, S. & Smets, F. (2000), 'MCIs and Monetary Policy', *European Economic Review* (44), 1677–1700.
- Goodhart, C. & Hofmann, B. (2001), Asset Prices, Financial Conditions and the Transmission of Monetary Policy, in Stanford University, ed., 'Asset Prices, Exchange Rate and Monetary Policy'.

- Hansson, B. (1993), A Structural Model, *in* S. Riksbank, ed., ‘Monetary Policy Indicators’, pp. 55–64.
- Levieuge, G. (2003), ‘Politique monétaire avec information de marché : application au spread de taux’, *Revue d’Économie Politique* (113(2)), 233–254.
- Marquis, M. (2002), ‘What’s Behind the Low U.S. Personal Saving Rate?’, *FRBSF Economic Letter* (2002-09).
- Mauro, P. (2000), ‘Stock Returns and Output Growth in Emerging and Advanced Economies’, *IMF Working Paper* (WP/00/89).
- Mayes, D. & Razzak, W. (1998), ‘Transparency and Accountability : Empirical Models and Policy Making at the Reserve Bank of New Zealand’, *Economic Modelling* (15), 377–394.
- Newey, W. & West, K. (1994), ‘Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimations’, *Review of Economics Studies* (61), 631–653.
- Oliner, S. & Rudebusch, G. (1996), ‘Is There a Broad Credit Channel for Monetary Policy?’, *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review* (1), 5–13.
- Poterba, J. (2000), ‘Stock Market Wealth and Consumption’, *Journal of Economic Perspectives* (14(2)), 99–118.
- Sédillot, F. (1999), ‘La pente des taux contient-elle de l’information sur l’activité économique future?’, *Banque de France Note d’Etude et de Recherche* (67).
- Smets, F. (1997), ‘Financial Asset Prices and Monetary Policy : Theory and Evidence’, *CEPR Discussion Paper* (1751).
- Stock, J. & Watson, M. (2001), ‘Forecasting Output and Inflation : The Role of Asset Prices’, *NBER Working Paper Series* (8180).

Annexe

Précisions sur les données

Les données sont issues des statistiques du FMI. Pour les États-Unis par exemple, les codes correspondant aux données utilisées sont : *USI64.F* pour l’indice des prix à la consommation, *USI66..IG* pour la production industrielle, *USI62.F* pour l’indice boursier, *USI60C..* pour le taux d’intérêt de court terme nominal, *USI..RECE* pour le taux de change effectif réel et *USI61.* pour le taux d’intérêt de long terme nominal. Les références, pour les autres pays, s’obtiennent en remplaçant *US* par le code pays correspondant.

Test de Diebold & Mariano (1995)

Le test proposé par Diebold & Mariano (1995) permet de comparer la capacité prédictive de deux modèles. Soit f_1 et f_2 deux séries de prévisions de x effectuées à partir de deux modèles différents (modèle 1 et modèle 2). On note e_1 et e_2 les séries d’erreurs quadratiques de prévision, telles que $e_1 = (x_t - f_{1,t})^2$ et $e_2 = (x_t - f_{2,t})^2$. Soit enfin d la différence des erreurs quadratiques de prévision des deux modèles, telle que $d_t = e_1 - e_2$.

La procédure consiste à régresser d sur une constante, autrement dit à estimer la relation suivante par les MCO : $d_t = a + u_t$. Par construction, la constante estimée \hat{a} correspond à la moyenne empirique \bar{d} . Il est alors possible de tester : $H0 : \bar{d} = 0$ vs $H1 : \bar{d} < 0$ ou > 0 dans la loi de Student. En somme, cette procédure permet de tester si, en moyenne, l'écart entre les deux séries d'erreurs quadratiques est significativement nulle, et sinon quel est le meilleur des deux modèles concurrents.

Régressions *in sample*

Résultat des régressions <i>in sample</i>						
Royaume-Uni						
<i>ICM1</i>	$k = 3$		$k = 6$		$k = 12$	
<i>constant</i>	0.58863 (0.56204)	0.49450 (0.55701)	0.67970 (0.62764)	0.59553 (0.60650)	0.85328 (0.66091)	0.79887 (0.59677)
<i>endog(-k)</i>	0.18709** (0.09486)	0.16640* (0.09117)	0.20458* (0.12626)	0.17205 (0.11155)	0.14911 (0.12026)	0.11294 (0.11498)
<i>ICM1</i>	0.08438 (0.46587)	0.30355 (0.49397)	0.10740 (0.51552)	0.33037 (0.51080)	0.09775 (0.39468)	0.32398 (0.35118)
<i>spread</i>	— —	0.72402*** (0.28076)	— —	0.74924*** (0.25305)	— —	0.75918*** (0.20815)
\bar{R}^2	0.02880	0.06334	0.03713	0.10529	0.01640	0.15808
<i>ICM2</i>	$k = 3$		$k = 6$		$k = 12$	
<i>constant</i>	0.58901 (0.55789)	0.49727 (0.55131)	0.67601 (0.62255)	0.59468 (0.59960)	0.84517 (0.65710)	0.79574 (0.59380)
<i>endog(-k)</i>	0.18771** (0.09322)	0.16605* (0.09071)	0.20990* (0.12320)	0.17594 (0.11050)	0.15961 (0.11894)	0.12029 (0.11525)
<i>ICM2</i>	0.48234 (0.68165)	0.57018 (0.67338)	0.58350 (0.75294)	0.66346 (0.70415)	0.46889 (0.55749)	0.55022 (0.45383)
<i>spread</i>	— —	0.70016*** (0.25219)	— —	0.72278*** (0.22398)	— —	0.73052*** (0.18927)
\bar{R}^2	0.03294	0.06643	0.04773	0.11354	0.02948	0.16566
<i>ICMF</i>	$k = 3$		$k = 6$		$k = 12$	
<i>constant</i>	0.58857 (0.56492)	0.49884 (0.55877)	0.67863 (0.62601)	0.59885 (0.60412)	0.85216 (0.65693)	0.80432 (0.59481)
<i>endog(-k)</i>	0.18592** (0.09513)	0.16492** (0.09180)	0.20732* (0.12529)	0.17373 (0.11236)	0.15132 (0.11974)	0.11113 (0.11584)
<i>ICMF</i>	-0.06321 (0.59398)	-0.00998 (0.59341)	0.28838 (0.62928)	0.33973 (0.59658)	0.28125 (0.47536)	0.33857 (0.40827)
<i>spread</i>	— —	0.68209*** (0.24945)	— —	0.71173*** (0.22606)	— —	0.72338*** (0.19321)
\bar{R}^2	0.02864	0.06030	0.03972	0.10350	0.02143	0.15502
Allemagne						
<i>ICM1</i>	$k = 3$		$k = 6$		$k = 12$	
<i>constant</i>	1.17157* (0.71100)	-0.28132 (0.80619)	1.07210 (0.67606)	-0.13885 (0.76891)	1.20377* (0.69078)	0.17286 (0.69019)
<i>endog(-k)</i>	-0.17184* (0.10317)	-0.23640** (0.09336)	-0.01887 (0.11960)	-0.13933 (0.10953)	-0.04906 (0.10259)	-0.21228* (0.11552)
<i>ICM1</i>	-2.16925*** (0.83454)	-1.84634** (0.76747)	-1.34886* (0.73242)	-1.12260* (0.66936)	-0.38522 (0.68074)	-0.04309 (0.66536)
<i>spread</i>	—	1.74053***	—	1.53781***	—	1.44315***

Résultat des régressions *in sample* (suite)

	–	(0.49870)	–	(0.44315)	–	(0.42599)
\bar{R}^2	0.05016	0.13845	0.02693	0.18420	0.00000	0.27788
<i>ICM2</i>	<i>k</i> = 3		<i>k</i> = 6		<i>k</i> = 12	
<i>constant</i>	1.15363	–0.39069	1.05205	–0.20566	1.19895*	0.16701
	(0.72464)	(0.80655)	(0.68466)	(0.76673)	(0.68350)	(0.66252)
<i>endog</i>	–0.14944	–0.22487**	0.00660	–0.12768	–0.04349	–0.21062*
	(0.10444)	(0.09352)	(0.12239)	(0.10898)	(0.10235)	(0.11589)
<i>ICM2</i>	–1.21652	–1.35379*	–0.78838	–0.93350	–0.21048	–0.18521
	(0.88761)	(0.78064)	(0.82218)	(0.71531)	(0.80112)	(0.75161)
<i>spread</i>	–	1.85714***	–	1.60554***	–	1.44520***
	–	(0.48804)	–	(0.42995)	–	(0.39681)
\bar{R}^2	0.02348	0.12520	0.00410	0.17644	0.00000	0.27906
<i>ICMF</i>	<i>k</i> = 3		<i>k</i> = 6		<i>k</i> = 12	
<i>constant</i>	1.16365	–0.40502	1.05851	–0.21745	1.20337	0.16727
	(0.72379)	(0.80504)	(0.68656)	(0.76550)	(0.69075)	(0.66012)
<i>endog</i>	–0.15363	–0.23207**	0.00141	–0.13865	–0.04516	–0.21251*
	(0.10407)	(0.09316)	(0.12103)	(0.10739)	(0.10468)	(0.11423)
<i>ICMF</i>	–1.37601	–1.64352**	–0.83613	–1.11952	–0.05175	–0.14795
	(0.93177)	(0.80887)	(0.83661)	(0.72565)	(0.79678)	(0.73969)
<i>spread</i>	–	1.88983***	–	1.63327***	–	1.44864***
	–	(0.48797)	–	(0.42919)	–	(0.38395)
\bar{R}^2	0.02643	0.13151	0.00516	0.18262	0.00000	0.27860

Canada

<i>ICM1</i>	<i>k</i> = 3		<i>k</i> = 6		<i>k</i> = 12	
<i>constant</i>	1.86037**	0.32566	1.43591*	0.23218	2.06439**	0.77565
	(0.83226)	(0.85064)	(0.83297)	(0.76074)	(1.01142)	(0.80994)
<i>endog</i>	0.17996*	0.07099	0.36416***	0.23227*	0.07481	–0.11442
	(0.10627)	(0.10919)	(0.11437)	(0.12295)	(0.14306)	(0.11285)
<i>ICM1</i>	–2.25080***	–1.15181	–2.23364***	–1.16570	–1.75499**	–0.26614
	(0.71657)	(0.72690)	(0.78403)	(0.74966)	(0.73627)	(0.56152)
<i>spread</i>	–	1.60113***	–	1.40385***	–	1.79771***
	–	(0.43544)	–	(0.30382)	–	(0.32954)
\bar{R}^2	0.10823	0.19481	0.22989	0.34340	0.11274	0.39923
<i>ICM2</i>	<i>k</i> = 3		<i>k</i> = 6		<i>k</i> = 12	
<i>constant</i>	1.84371**	0.14781	1.44747*	0.06905	2.09072*	0.73580
	(0.84863)	(0.84365)	(0.87168)	(0.77816)	(1.07492)	(0.81518)
<i>endog</i>	0.20060*	0.07197	0.37198***	0.22928*	0.06445	–0.11009
	(0.10533)	(0.10734)	(0.11761)	(0.11897)	(0.14412)	(0.10747)
<i>ICM2</i>	–1.94323**	–1.26401	–2.03391**	–1.33203*	–1.37152	–0.36950
	(0.88750)	(0.79106)	(0.94789)	(0.79627)	(0.87761)	(0.64910)
<i>spread</i>	–	1.77520***	–	1.57935***	–	1.82740***
	–	(0.38742)	–	(0.25755)	–	(0.29404)
\bar{R}^2	0.06827	0.19420	0.17109	0.34516	0.04045	0.40035
<i>ICMF</i>	<i>k</i> = 3		<i>k</i> = 6		<i>k</i> = 12	
<i>constant</i>	1.86591**	0.15056	1.49906*	0.06604	2.17562**	0.74479
	(0.84170)	(0.82675)	(0.88288)	(0.78357)	(1.09055)	(0.82155)
<i>endog</i>	0.18820*	0.06349	0.34407***	0.20876*	0.03051	–0.12587
	(0.10292)	(0.10472)	(0.11554)	(0.11631)	(0.14552)	(0.10834)
<i>ICMF</i>	–1.96933**	–1.45922*	–1.75286**	–1.21465	–0.94070	–0.12672
	(0.84805)	(0.76482)	(0.89008)	(0.74804)	(0.82246)	(0.61274)
<i>spread</i>	–	1.78784***	–	1.61877***	–	1.85846***
	–	(0.37340)	–	(0.26236)	–	(0.29843)

Résultat des régressions *in sample* (suite)

R^2	0.07130	0.20127	0.15544	0.34220	0.01725	0.39752
États-Unis						
<i>ICM1</i>	$k = 3$		$k = 6$		$k = 12$	
<i>constant</i>	1.33331** (0.53178)	-0.12678 (1.00767)	1.63655*** (0.57805)	0.34315 (0.86032)	2.30628*** (0.76736)	0.85070 (0.98619)
<i>endog</i>	0.42065*** (0.08367)	0.40787*** (0.07646)	0.34517*** (0.09861)	0.33725*** (0.09932)	0.09353 (0.12891)	0.07434 (0.12815)
<i>ICM1</i>	-2.12194*** (0.50061)	-1.80588*** (0.46654)	-1.80038*** (0.38004)	-1.52489*** (0.37156)	-1.20573*** (0.26879)	-0.87010*** (0.28206)
<i>spread</i>	-	0.85785** (0.39671)	-	0.75804*** (0.29615)	-	0.88737** (0.36903)
\bar{R}^2	0.30775	0.34083	0.28068	0.32062	0.12884	0.21316
<i>ICM2</i>	$k = 3$		$k = 6$		$k = 12$	
<i>constant</i>	1.31330** (0.54012)	-0.38553 (1.02986)	1.61179*** (0.57291)	0.13892 (0.85219)	2.27959*** (0.77294)	0.75206 (0.96557)
<i>endog</i>	0.43184*** (0.08577)	0.41692*** (0.07626)	0.35886*** (0.09638)	0.34956*** (0.09564)	0.10302 (0.13000)	0.08144 (0.12841)
<i>ICM2</i>	-2.47646*** (0.60680)	-2.14648*** (0.57435)	-2.18835*** (0.45450)	-1.90938*** (0.44290)	-1.47389*** (0.32574)	-1.14123*** (0.33407)
<i>spread</i>	-	0.99794** (0.40937)	-	0.86347*** (0.30191)	-	0.93381** (0.36294)
\bar{R}^2	0.28937	0.33735	0.27417	0.32950	0.12522	0.22366
<i>ICMF</i>	$k = 3$		$k = 6$		$k = 12$	
<i>constant</i>	1.51382*** (0.50260)	-0.40512 (0.97552)	1.76722*** (0.55107)	0.09112 (0.82954)	2.33598*** (0.77704)	0.67200 (0.99337)
<i>endog</i>	0.35974*** (0.08100)	0.35165*** (0.07059)	0.29646*** (0.09219)	0.29366*** (0.08935)	0.08163 (0.13638)	0.06346 (0.13155)
<i>ICMF</i>	-2.53319*** (0.44800)	-2.37201*** (0.40192)	-2.06338*** (0.36142)	-1.91833*** (0.33319)	-1.25338*** (0.30267)	-1.07899*** (0.31038)
<i>spread</i>	-	1.11503*** (0.40039)	-	0.97263*** (0.30571)	-	1.00901*** (0.37814)
\bar{R}^2	0.34538	0.40859	0.30441	0.37809	0.11927	0.23990
France						
<i>ICM1</i>	$k = 3$		$k = 6$		$k = 12$	
<i>constant</i>	1.41345*** (0.44276)	0.67821 (0.51209)	1.07655*** (0.39380)	0.61557 (0.47977)	1.25603** (0.53292)	0.76524 (0.62320)
<i>endog</i>	-0.20888*** (0.06304)	-0.24863*** (0.06180)	0.12266 (0.08108)	0.04514 (0.08371)	0.02511 (0.12017)	-0.11193 (0.13556)
<i>ICM1</i>	-1.92390*** (0.53655)	-1.31999** (0.52557)	-1.28432*** (0.38738)	-0.89424** (0.44743)	-0.89897** (0.36326)	-0.36040 (0.49581)
<i>spread</i>	-	1.08502*** (0.35621)	-	0.76272** (0.36318)	-	0.94302** (0.42410)
\bar{R}^2	0.09423	0.13887	0.11110	0.16074	0.06725	0.20192
<i>ICM2</i>	$k = 3$		$k = 6$		$k = 12$	
<i>constant</i>	1.39378*** (0.45147)	0.51666 (0.50528)	1.04139*** (0.39284)	0.51680 (0.43355)	1.21822** (0.50883)	0.73748 (0.54565)
<i>endog</i>	-0.18247*** (0.06606)	-0.24668*** (0.06284)	0.16135* (0.08582)	0.05208 (0.08651)	0.05558 (0.10395)	-0.09590 (0.12615)
<i>ICM2</i>	-1.85959*** (0.68420)	-1.54064** (0.64396)	-1.51599*** (0.55752)	-1.30103** (0.57626)	-1.29707** (0.51890)	-0.98395* (0.54477)
<i>spread</i>	-	1.31491***	-	0.89255***	-	0.95246***

Résultat des régressions *in sample* (suite)

	–	(0.34438)	–	(0.31793)	–	(0.34355)
\bar{R}^2	0.05901	0.13610	0.09730	0.17553	0.08196	0.24123
<i>ICMF</i>	<i>k</i> = 3		<i>k</i> = 6		<i>k</i> = 12	
<i>constant</i>	1.40060***	0.50095	1.04800***	0.49928	1.22515**	0.72614
	(0.45126)	(0.49963)	(0.39759)	(0.43147)	(0.51520)	(0.54004)
<i>endog</i>	–0.18312***	–0.25096***	0.16084*	0.04538	0.05163	–0.10328
	(0.06678)	(0.06319)	(0.08912)	(0.08918)	(0.10733)	(0.13096)
<i>ICMF</i>	–1.65250***	–1.47389**	–1.23870**	–1.12200**	–1.03839**	–0.83213*
	(0.63847)	(0.60005)	(0.52224)	(0.54331)	(0.49434)	(0.51198)
<i>spread</i>	–	1.35071***	–	0.93359***	–	0.98373***
	–	(0.34466)	–	(0.31603)	–	(0.33666)
\bar{R}^2	0.05727	0.13965	0.08435	0.17123	0.06285	0.23568

Japon

<i>ICM1</i>	<i>k</i> = 3		<i>k</i> = 6		<i>k</i> = 12	
<i>constant</i>	0.89765	0.59719	0.98092	0.73165	1.43398	1.39617
	(0.64833)	(0.65692)	(0.84232)	(0.82026)	(0.93663)	(0.98315)
<i>endog</i>	0.33582***	0.32986***	0.29652***	0.29794***	–0.01343	–0.01071
	(0.08106)	(0.08398)	(0.10362)	(0.10281)	(0.12102)	(0.13062)
<i>ICM1</i>	0.32553	0.42512	0.56740	0.64167	0.80208	0.81004
	(0.60503)	(0.61399)	(0.67888)	(0.71722)	(0.84829)	(0.86661)
<i>spread</i>	–	0.65521	–	0.53041	–	0.07452
	–	(0.53026)	–	(0.59680)	–	(0.76077)
\bar{R}^2	0.11158	0.11542	0.09296	0.09652	0.00806	0.00445

<i>ICM2</i>	<i>k</i> = 3		<i>k</i> = 6		<i>k</i> = 12	
<i>constant</i>	0.92455	0.70857	0.99217	0.84084	1.41646	1.49333
	(0.63706)	(0.65279)	(0.82297)	(0.80903)	(0.92130)	(0.99369)
<i>endog</i>	0.31431***	0.31253***	0.28112***	0.28423***	–0.00662	–0.01263
	(0.08019)	(0.08215)	(0.10235)	(0.10063)	(0.12546)	(0.13620)
<i>ICM2</i>	1.69208**	1.57645**	1.55893*	1.47115	1.39026	1.43192
	(0.73666)	(0.76732)	(0.93690)	(0.99139)	(1.09799)	(1.14180)
<i>spread</i>	–	0.46147	–	0.31465	–	–0.14993
	–	(0.55794)	–	(0.61066)	–	(0.78518)
\bar{R}^2	0.12895	0.12923	0.11126	0.11033	0.02161	0.01865

<i>ICMF</i>	<i>k</i> = 3		<i>k</i> = 6		<i>k</i> = 12	
<i>constant</i>	0.88446	0.60431	0.95144	0.73128	1.38721	1.37928
	(0.65409)	(0.65777)	(0.85199)	(0.82838)	(0.96347)	(1.01324)
<i>endog</i>	0.33951***	0.33491***	0.30986***	0.31216***	0.01111	0.01170
	(0.08227)	(0.08529)	(0.10582)	(0.10494)	(0.12579)	(0.13459)
<i>ICMF</i>	0.29927	0.26881	0.40545	0.38506	0.40463	0.40458
	(0.78279)	(0.80109)	(0.91678)	(0.93940)	(0.93770)	(0.93914)
<i>spread</i>	–	0.60635	–	0.46421	–	0.01553
	–	(0.52117)	–	(0.57563)	–	(0.73628)
\bar{R}^2	0.11123	0.11413	0.09000	0.09199	0.0000	0.0000

Italie

<i>ICM1</i>	<i>k</i> = 3		<i>k</i> = 6		<i>k</i> = 12	
<i>constant</i>	1.59977**	1.65724**	1.44668**	1.50229**	1.52397**	1.57513**
	(0.70373)	(0.69260)	(0.64772)	(0.61461)	(0.70586)	(0.67909)
<i>endog</i>	–0.28475***	–0.28731***	–0.13334	–0.13895*	–0.10786	–0.11989
	(0.06569)	(0.06511)	(0.08641)	(0.08420)	(0.11270)	(0.10634)
<i>ICM1</i>	–0.97861*	–1.07204**	–0.72354*	–0.81137*	–0.50697	–0.57270
	(0.52691)	(0.53763)	(0.43323)	(0.44518)	(0.37834)	(0.39370)

Résultat des régressions *in sample* (suite)

<i>spread</i>	-0.36512 (0.58573)	-	-0.33496 (0.48952)	-	-0.24811 (0.46095)	
\bar{R}^2	0.08395	0.08212	0.03140	0.03172	0.03107	0.03216
<i>ICM2</i>	<i>k</i> = 3		<i>k</i> = 6		<i>k</i> = 12	
<i>constant</i>	1.60227** (0.69840)	1.63441** (0.69426)	1.44673** (0.62612)	1.48408** (0.59889)	1.52986** (0.66435)	1.56865** (0.64477)
<i>endog</i>	-0.28580* (0.06531)	-0.28685*** (0.06482)	-0.13315 (0.08251)	-0.13579* (0.08091)	-0.11324 (0.10923)	-0.12168 (0.10547)
<i>ICM2</i>	-1.48478** (0.72775)	-1.52049** (0.73114)	-1.27427** (0.58974)	-1.31529*** (0.59068)	-1.04652** (0.51811)	-1.08231** (0.53038)
<i>spread</i>	-	-0.20325 (0.57357)	-	-0.23029 (0.47745)	-	-0.19380 (0.44952)
\bar{R}^2	0.08846	0.08542	0.05013	0.04843	0.07069	0.07018
<i>ICMF</i>	<i>k</i> = 3		<i>k</i> = 6		<i>k</i> = 12	
<i>constant</i>	1.62313** (0.69475)	1.66559** (0.68833)	1.46646** (0.63037)	1.51105** (0.60107)	1.53865** (0.68858)	1.58003** (0.66881)
<i>endog</i>	-0.28952*** (0.06426)	-0.29111*** (0.06369)	-0.13539* (0.08130)	-0.13878* (0.07944)	-0.10626 (0.10949)	-0.11504 (0.10412)
<i>ICMF</i>	-1.45014** (0.66238)	-1.50317** (0.66909)	-1.16283** (0.56481)	-1.21716** (0.57990)	-0.86000* (0.48748)	-0.90082* (0.51094)
<i>spread</i>	-	-0.26368 (0.57154)	-	-0.26826 (0.48232)	-	-0.20311 (0.44864)
\bar{R}^2	0.09121	0.08858	0.04922	0.04825	0.05647	0.05620

*, ** et *** : significatif respectivement au seuil de 10, 5 et 1%.

TAB. 5: Résultats des régressions *in-sample*