

Mai 2007

Indices macroéconomiques avancés basés sur l'*Enquête sur les perspectives des entreprises* de la Banque du Canada

Par

Étienne Gaudette

Banque du Canada
Département des recherches, Bureau de Montréal
egaudette@banqueducanada.ca

Université de Sherbrooke
etienne.gaudette@usherbrooke.ca

Remerciements

L'auteur désire remercier ses collègues David Dupuis, Thérèse Laflèche et Lise Pichette, ainsi que son directeur de mémoire, Mario Fortin, et les participants à l'atelier de travail du département des recherches de la Banque du Canada en date du 11 janvier 2007 pour leurs judicieux conseils et commentaires.

Résumé

L'auteur développe, à l'aide de méthodes concurrentes, des indices macroéconomiques précurseurs à partir de l'information recueillie trimestriellement dans le cadre de l'*Enquête sur les perspectives des entreprises* (EPE) de la Banque du Canada. Les indices sont développés de façon à anticiper l'évolution de différentes mesures de l'activité économique et de l'inflation canadiennes. Trois méthodes sont utilisées pour déterminer la pondération des indices : la modélisation économétrique en forme réduite, l'analyse en composante principale et l'approche subjective.

Une série de tests permet ensuite d'évaluer la performance de ces indices selon plusieurs critères : la corrélation obtenue avec les phénomènes macroéconomiques, la causalité au sens de Granger ainsi que la qualité de prévision. L'analyse confirme l'apport prévisionniste des données de l'EPE. En se basant sur les résultats obtenus, l'auteur retient un indice dont l'étude des tendances pourra améliorer l'analyse des séries individuelles.

Table des matières

Table des matières.....	p.1
1. Introduction.....	p.3
2. Revue de littérature.....	p.4
2.1 Différents indices selon les besoins.....	p.4
2.2 Les méthodologies existantes de développement d'indices.....	p.4
2.2.1 Les méthodes subjectives.....	p.5
2.2.2 Les méthodes économétriques.....	p.6
2.3 Comment déterminer si un indice remplit son rôle?.....	p.12
3. Développement des indices.....	p.15
3.1 Indices développés par modélisation économétrique.....	p.15
3.1.1 Description de la méthode utilisée.....	p.15
3.1.2 Indices d'activité économique.....	p.16
3.1.3 Indices d'inflation.....	p.18
3.2 Indices développés par analyse en composantes principales.....	p.19
3.3 Indices développés par méthodologie subjective.....	p.20
3.3.1 Indice des capacités de production.....	p.20
3.3.2 Indice des anticipations inflationnistes.....	p.21
4. Évaluation des indices.....	p.23
4.1 Stabilité des coefficients.....	p.23
4.2 Tests de corrélation.....	p.24
4.2.1 Corrélation maximale.....	p.24
4.2.2 Volatilité des corrélations.....	p.24
4.3 Test de causalité de Granger.....	p.25
4.4 Tests de qualité de prévision.....	p.26
4.4.1 RMCE des erreurs de prévisions récursives.....	p.26
4.4.3 Taux de mouvements de même signe.....	p.27

5. Discussion.....	p.29
5.1 Constats généraux.....	p.29
5.2 L'indice retenu.....	p.30
5.3 Comment renouveler l'indice.....	p.31
6. Conclusion.....	p.32
7. Références.....	p.33
Annexes.....	p.34
Annexe 1 – Description détaillée des variables utilisées dans le présent document.	p.34
Annexe 2 – Tableaux	p.37
Annexe 3 – Graphiques des indices et de leur série de référence.....	p.47
Annexe 4 – Tests de stabilité des coefficients par les moindres carrés récursifs.....	p.53
Annexe 5 – Procédure d'enchaînement de l'indice.....	p.57

1. Introduction

L'*Enquête sur les perspectives des entreprises* (EPE) de la Banque du Canada est conduite chaque trimestre auprès des entreprises canadiennes depuis l'automne de 1997. Il s'agit d'une consultation portant sur la condition actuelle, la récente évolution et, surtout, les anticipations des entreprises, tant au niveau de leur activité que des prix auxquels elles sont et seront confrontées. L'échantillon couvre 100 firmes dont la région, la taille et le secteur sont pris en compte de façon à refléter le plus fidèlement possible l'économie canadienne. Les questions posées sont de nature qualitative, mais les résultats obtenus sont publiés et interprétés en séries chronologiques, généralement sous forme de soldes d'opinion.

L'information obtenue via l'enquête s'est à maintes reprises révélée utile dans le processus décisionnel de la politique monétaire, procurant une perspective unique quant aux anticipations des entreprises canadiennes et permettant de mieux comprendre leurs ajustements aux phénomènes économiques. Or, en plus des différentes séries individuelles, il est d'intérêt de chercher à dégager de l'enquête une mesure de tendance commune. Dans cet objectif, nous avons développé plusieurs indices composites à partir des séries de l'enquête. Étant donné le rôle et les besoins de la Banque du Canada, nous avons construit des indices dont le but est de prévoir l'activité économique et l'inflation canadiennes.

La suite du document comprend quatre sections principales. Nous détaillons d'abord les méthodes prescrites par la littérature pour développer et évaluer la performance de tels indices. Ensuite, nous développons onze indices précurseurs en utilisant trois méthodes concurrentes. Nous procédons subséquemment à une série de tests objectifs pour les différencier, puis nous discutons des résultats obtenus et suggérons un indice dont l'étude des tendances pourra compléter l'analyse des séries individuelles.

2. Revue de littérature

2.1 Différents indices selon les besoins

Selon les besoins des analystes, trois grandes catégories d'indicateurs peuvent être utilisés. La première est celle des indicateurs *précurseurs*, ou *avancés*, qui permettent d'anticiper les faits économiques, entre autres les futurs changements de tendance. Les indicateurs *coïncidents*, quant à eux, accompagnent les tendances des variables à expliquer; ils peuvent toutefois permettre de prévoir les tendances lorsque les données qu'ils utilisent dans leur construction sont publiées avant celles qu'elles expliquent. Il existe également quelques indicateurs *retardataires*, qui permettent de confirmer certaines analyses, notamment l'identification de changements de tendance et de périodes de récession ou d'expansion. Les indicateurs peuvent être utilisés à la fois pour prévoir les niveaux et les changements de tendance des séries macroéconomiques (Mourougane & Roma, 2002).

Le type d'indice que nous cherchons à bâtir dans le présent document est un indice *composite*, qui combine un certain nombre d'indicateurs des types précédents afin d'obtenir une information accrue dans un objectif prévisionniste ou explicatif donné. Les différents soldes d'opinions résultant de l'EPE constituent un ensemble d'indicateurs apportant une information variée, se rapportant généralement à l'avenir. La problématique est de déterminer lesquelles de ces séries nous devons utiliser ainsi que la façon de les organiser en indices composites afin de répondre à nos objectifs.

2.2 Les méthodologies existantes de développement d'indices

Le développement d'indices composites basés sur les perspectives des entreprises n'est pas un exercice nouveau. En plus de la Banque du Canada, de nombreux organismes et institutions sondent les perspectives économiques des entreprises et ont développé des indices à l'aide de diverses méthodologies. On note deux approches principales pour générer ces indices : les méthodes subjectives et les méthodes économétriques. Des indices généralement suivis, la grande majorité se situe dans la première catégorie. Voyons comment définir ces deux méthodes ainsi que leurs avantages respectifs.

2.2.1 Les méthodes subjectives

Qu'entend-on exactement par méthode subjective? Nous appliquons cette dénomination à l'ensemble des indices générés de façon simple, communément des formes de moyennes pondérées dont les pondérations sont déterminées par les analystes selon leur interprétation des phénomènes économiques. Afin de minimiser l'élément arbitraire du choix et de la pondération des séries, Mourougane & Roma (2002) proposent l'établissement d'un système de pointage basé sur des critères relativement objectifs, tels la pertinence économique, la disponibilité des données, les propriétés statistiques, la relation avec le cycle économique, la variabilité, etc. Cela dit, ils reconnaissent que cette méthode n'élimine pas la subjectivité, qui se retrouve alors dans l'établissement des critères, leur pondération relative et leur évaluation.

Le fait qu'un indicateur ait été développé à l'aide d'une méthodologie qualifiée de subjective ne signifie pas qu'il soit inefficace ou dénué d'intérêt. Un exemple de ce type d'indice est le bien connu *Purchasing Managers Index* (PMI) de l'Institute for Supply Management américain. Cet indice, qui accorde une pondération de 30 % aux nouvelles commandes, de 25 % à la production, de 20 % à l'emploi, de 15 % aux délais de livraison et de 10 % aux stocks des manufacturiers consultés (Desjardins, 2004), réussit si bien à couvrir les variations de la production industrielle américaine qu'il a justifié la création d'un indice similaire au Canada, le *PMI-Ivey*. Un autre exemple d'indice mis sur pied à l'aide de ce type de méthodologie est l'*Economic Sentiment Indicator* (ESI) du Directorate General of Economic and Financial Affairs (DGEFA) de la commission européenne. L'ESI est grosso modo une moyenne arithmétique pondérée des soldes d'opinions constituant cinq sous-indices¹, à laquelle on applique certaines transformations mathématiques simples. Pour chacune des questions générant les sous-indices, on calcule une cote standard :

$$Y_{j,t} = \frac{X_{j,t} - \bar{X}_j}{S_j},$$

¹ La pondération est de 40 % aux questions utilisées pour bâtir l'indicateur de confiance industriel, 30 % à l'indicateur de confiance des services, 20 % à l'indicateur de confiance des consommateurs, 5 % à l'indicateur de confiance de la construction et 5 % à l'indicateur de confiance du détail.

où \bar{X}_j et S_j sont respectivement la moyenne et l'écart-type de la série j . Ces cotes sont ensuite ajustées selon les pondérations des indices auxquelles elles se rapportent, puis additionnées. On divise ensuite cette somme par le total des pondérations (ce qui est équivalent à utiliser dès le départ une pondération en pourcentage) :

$$Z_t = \frac{\sum_j w_j \cdot Y_{j,t}}{(\sum_j w_j)_t},$$

où w_j est la pondération de la série j . L'ESI est ensuite obtenu par cette équation :

$$ESI_t = 10 \frac{(Z_t - \bar{Z})}{S_z} + 100,$$

où \bar{Z} et S_z sont la moyenne et l'écart-type de Z (DGEFA, 2004). L'ensemble de ces transformations permet, d'une part, d'empêcher les variables à variance élevée d'accaparer les mouvements de l'indice et, d'autre part, de faire en sorte que son écart-type soit de 10 et sa moyenne de 100, ce qui en simplifie l'analyse. Malgré le raffinement de son calcul, la nature arbitraire du choix et des pondérations des variables est telle que l'ESI fait également partie des indicateurs subjectifs.

2.2.2 Les méthodes économétriques

Contrairement aux indicateurs à méthodologie subjective, les indices développés à l'aide de méthodes économétriques cherchent généralement à optimiser un lien entre les variables et une série de référence². Si, tel que mentionné précédemment, la grande majorité des indicateurs liés à la confiance des agents économiques est développée par une méthodologie subjective, les méthodes économétriques sont de plus en plus présentes dans le développement des indices, en particulier dans les champs de la macroéconomie et de la finance. On n'écarte évidemment pas toute forme de subjectivité en les utilisant, celle-ci se trouvant au niveau des différents choix effectués quant aux techniques et aux variables choisies.

² On entend par série de référence la série à laquelle l'indice se rapporte.

La modélisation économétrique

Tel que l'ont indiqué dans leur document de travail Gauthier, Graham & Liu (2004), la littérature scientifique se base dans de nombreux cas sur la modélisation économique afin de composer des indicateurs financiers. Parmi les approches de modélisation relevées, on note la régression en forme réduite de l'écart de production à l'aide d'une équation de demande IS ainsi que de l'inflation à l'aide d'une courbe de Phillips. Les coefficients estimés des différentes variables constituent la pondération de l'indice. Il suffit ensuite de les normaliser, généralement de façon à ce que la première valeur de l'indice ou bien sa moyenne soit de 100. Les auteurs font remarquer que cette méthode peut amener des biais ainsi que des problèmes d'identification. En effet, l'hypothèse implicite d'orthogonalité des variables explicatives, nécessaire pour obtenir des résultats non biaisés, n'est pas toujours réaliste. Par exemple, cette hypothèse n'est probablement pas vérifiée pour les données de sondage d'entreprises, où celles-ci répondent à l'ensemble du questionnaire en fonction de leur situation. Comme ce problème ne compromet que la pondération des variables dans la construction de l'indice composite, il n'entrave pas *a priori* l'atteinte des objectifs de l'indice lui-même. Cette technique est notamment couramment utilisée dans le développement d'indicateurs financiers.

L'estimation vectorielle autorégressive (VAR)

La méthode d'estimation vectorielle autorégressive (VAR) peut également être utilisée en incluant toutes les variables disponibles afin de réduire l'importance de la modélisation théorique. Cela dit, un article de Sterken (2004) indique que l'utilisation d'un VAR incluant de nombreuses variables est déconseillée lorsque la longueur des séries est limitée, étant donnée l'endogénéité des variables³. La littérature économique a de plus critiqué l'inefficience de ce type de méthode à des fins de prévision, liée à la perte de nombreux degrés de liberté (Camba-Mendez et al., 2001). On lui préfère donc deux approches alternatives : l'analyse factorielle et l'analyse en composantes principales.

³ Sterken ne fait pas allusion directement à la création d'un indice mais plutôt au contexte général de la modélisation à nombreuses variables avec une quantité de données insuffisante.

L'analyse en composantes principales (ACP)

La méthode des composantes principales consiste à regrouper des variables ayant des mouvements communs et est utilisée dans les cas de multicollinéarité (Kennedy, 2004). Cette méthode diffère des approches précédentes, car elle ne recherche en aucun cas à optimiser un lien entre des variables et une série de référence. Elle suppose que les séries étudiées reposent sur deux types de mouvements : ceux qui sont communs à un groupe de variables, les « composantes principales », et ceux qui sont spécifiques à chaque variable individuelle. La méthode applique une pondération plus élevée aux séries ayant un mouvement commun avec un groupe de séries données, groupe qui exclut la série de référence. En opposition, si les mouvements spécifiques à une série sont élevés, elle obtient une pondération moindre (Banque centrale européenne, 2001).

La procédure effectuée pour obtenir les composantes principales consiste à maximiser la contribution de la composante principale à la variance totale de variables originales. Le développement qui suit provient du livre *Principal Component Analysis*, de Joliffe (2001). La première composante principale d'un groupe de p variables x s'exprime ainsi :

$$\alpha_1'x = \alpha_{11}x_1 + \alpha_{12}x_2 + \dots + \alpha_{1p}x_p = \sum_{j=1}^p \alpha_{1j}x_j,$$

où x_j représente la j -ème variable explicative et α_{1j} le coefficient qui lui est rattaché. Soit Σ la matrice de covariance de x , le vecteur de coefficients α_1 est déterminé de façon à maximiser $\text{var}(\alpha_1'x) = \alpha_1'\Sigma\alpha_1$. Sans contraindre la valeur de α_1 , ce problème de maximisation n'admet pas de solution, le paramètre à maximiser croissant de façon infinie lorsqu'on augmente la valeur des paramètres de α_1 . La contrainte communément utilisée pour obtenir une solution unique est d'égaliser à 1 la valeur de la somme des carrés de α_1 , c'est-à-dire d'imposer $\alpha_1'\alpha_1 = 1$. Cette contrainte permet notamment de simplifier le problème d'optimisation. On maximise alors le Lagrangien suivant:

$$\alpha_1'\Sigma\alpha_1 - \lambda(\alpha_1'\alpha_1 - 1) = 0.$$

La condition de premier ordre par rapport à α_1 est :

$$(\Sigma - \lambda I_p)\alpha_1 = 0,$$

où I_p est la matrice identité d'ordre p et λ est une valeur propre de Σ , dont α_1 est le vecteur propre associé. Afin de maximiser $\text{var}(\alpha_1'x)$, la valeur propre choisie doit être la plus grande possible, ce qu'on peut démontrer facilement :

$$\text{var}(\alpha_1'x) = \alpha_1'\Sigma\alpha_1 = \alpha_1'\lambda\alpha_1 = \lambda\alpha_1'\alpha_1 = \lambda.$$

Donc, la première composante d'un ensemble de p variables peut être trouvée en déterminant les valeurs propres de leur matrice de covariance et le vecteur propre associé à la plus grande de celles-ci. Les composantes principales suivantes auront pour objectif de maximiser $\text{var}(\alpha_k'x)$, sujet à $\alpha_k'\alpha_k = 1$ et à $\text{cov}(\alpha_k'x, \alpha_l'x) = 0$ pour tout $k \neq l$, de sorte que la partie de la variance totale des variables expliquée par la k -ème composante principale diffère de la l -ème. On peut démontrer facilement que le vecteur α_k est le vecteur propre associé à la k -ème valeur propre la plus élevée de Σ . Dans notre contexte, Σ est substituée par la matrice échantillonnale de covariance S .

L'indice composé par cette méthode reflète la tendance commune à l'ensemble des variables sélectionnées, ce qui est intéressant dans le cas de données de sondages d'entreprises où les questions présentent des liens entre elles. Cette méthode est notamment utilisée par la Banque de France dans la construction de son *Indice du climat des affaires*.

L'analyse factorielle

Comme l'analyse en composante principale, l'analyse factorielle permet de réduire la dimension d'un ensemble de variables. Elle consiste à dériver d'un groupe de variables des combinaisons linéaires pondérées, ou facteurs, afin de regrouper les informations colinéaires de la matrice de régresseurs. Cette méthode permet ainsi de ne conserver qu'un nombre limité de composantes indépendantes et d'éliminer les bruits générés par les mouvements irréguliers des variables (Gauthier, Graham & Liu, 2004). Plusieurs articles documentent la remarquable performance prévisionnelle pouvant être obtenue à l'aide de cette technique (Stock & Watson, 2000; Cambia-Mendez et al., 1999), entre autres dans le traitement de données provenant de sondages d'entreprises (Hansson,

Jansson & Löf, 2003). L'analyse en composantes principales et l'analyse factorielle diffèrent grandement. Le développement qui suit est également adapté de Joliffe (2002). L'analyse factorielle consiste essentiellement à exprimer p variables aléatoires x en fonction d'une quantité m ($< p$) de *facteurs* f . Le résultat visé s'exprime par la modélisation générale suivante :

$$\begin{aligned} x_1 &= \lambda_{11}f_1 + \lambda_{12}f_2 + \dots + \lambda_{1m}f_m + e_1 \\ x_2 &= \lambda_{21}f_1 + \lambda_{22}f_2 + \dots + \lambda_{2m}f_m + e_2 \\ &\vdots \\ x_p &= \lambda_{p1}f_1 + \lambda_{p1}f_2 + \dots + \lambda_{pm}f_m + e_p, \end{aligned}$$

où λ_{jk} est une constante qui représente la pondération du facteur k à la j -ème variable et e_j un terme d'erreur. Pour simplifier les résultats, les variables x sont présentées ici avec une espérance nulle, ce qui n'altère pas les résultats obtenus. En forme matricielle, ce développement s'écrit de la façon suivante:

$$x = \Lambda f + e,$$

où le format de x est $p \times t$, celui de Λ est $p \times m$ et celui de f est $m \times t$.

Une différence primordiale avec l'analyse en composante principale tient au fait que l'on transforme la matrice x par modélisation, alors que l'analyse en composante principale ne repose sur aucune modélisation explicite mais consiste à solutionner un problème de maximisation sous contrainte. De plus, Λ et f étant tous deux inconnus, les solutions trouvées ne sont pas uniques, contrairement à l'analyse en composante principale lorsque l'on impose la contrainte $\alpha_1' \alpha_1 = 1$, ou un équivalent.

Joliffe énonce quelques hypothèses statistiques usuelles que nous ne présenterons pas ici, bien qu'elles soient nécessaires à son développement. Sans entrer dans les détails, la méthode usuelle pour solutionner l'équation ci haut est de traiter en premier lieu les paramètres Λ et Ψ , où $\Psi = E[ee']$. Étant donné les hypothèses décrites par Joliffe, la matrice de covariance de x , Σ (ou son équivalent échantillonnal S), s'écrit

$$\Sigma = \Lambda \Lambda' + \Psi,$$

d'où la non-unicité des solutions peut être démontrée facilement. En remplaçant Λ par un terme Λ^* tel que $\Lambda^* = \Lambda T$, où T est une matrice orthogonale, on trouve directement que $\Lambda^* \Lambda^{*'} = \Lambda \Lambda'$.

La méthode typique d'estimation consiste à appliquer une forme de restriction sur Λ afin de trouver une solution unique initiale⁴. Lorsqu'une première solution est trouvée, on génère une série d'autres solutions Λ^* par des matrices orthogonales, procédure nommée rotation. On choisit alors la solution qui nous apparaît la meilleure selon un critère additionnel qu'on se fixe⁵. Λ et Ψ étant trouvés, la valeur des facteurs peut finalement être isolée.

Les méthodes des deux analyses diffèrent donc largement. Cela dit, en quoi ces différences se traduisent-elles dans le type de résultats obtenus et l'interprétation qu'on peut en faire? La réponse à cette question est liée à l'objectif visé par les deux méthodes : celui de la composante principale est de maximiser la variance d'un groupe de variables tout en réduisant leur nombre, alors que l'analyse factorielle cherche à expliquer la construction latente d'un groupe de variables. On peut supposer que plusieurs variables cachées (contexte économique, performance des gestionnaires, type de firmes, etc.) déterminent conjointement les résultats obtenus dans l'EPE. Cela dit, l'objectif du présent travail est d'utiliser les séries historiques de l'enquête pour créer un indice précurseur et non de reproduire la construction latente de ces séries. Lorsque la méthode d'analyse factorielle est utilisée pour la construction d'indices, c'est souvent la capacité des facteurs à expliquer la série de référence par régression qui leur confère leur pondération respective. Comme cette approche génère des combinaisons linéaires de variables, il est impossible d'isoler les pondérations attribuées aux variables elles-mêmes et d'interpréter celles-ci, contrairement à l'analyse en composantes principales. La non-unicité des solutions est également un problème de ce type d'analyse.

⁴ Une des méthodes couramment utilisée pour trouver Λ se base sur les m premières composantes principales, ce qui fait un lien entre les deux méthodes. Cette approche, bien que commode et courante, entraîne généralement le bris de l'hypothèse usuelle de l'analyse factorielle de non-corrélation des e .

⁵ Par exemple, ce critère peut être que les éléments de Λ soient aussi près de zéro que possible.

2.3 Comment déterminer si un indice remplit son rôle ?

Les tests permettant de déterminer la qualité d'un indice sont liés aux objectifs recherchés. La Banque centrale européenne (BCE) propose quelques méthodes simples pour déterminer l'utilité d'indicateurs à refléter les développements généraux de l'activité économique, à permettre la prévision de court terme et à prédire les changements de tendance (BCE, 2001).

Tests de corrélation et de causalité

En premier lieu, pour mesurer la capacité de l'indicateur à refléter les tendances économiques générales, la BCE suggère les tests de corrélation maximale et de causalité de Granger. Le premier de ces tests est simplement le calcul de la corrélation entre l'indice et la série de référence. On ajoute alors également le nombre nécessaire de décalages à l'indice afin de maximiser le coefficient de corrélation obtenu. Cette technique est particulièrement utile pour comparer la performance de divers indicateurs entre eux; la BCE ne suggère pas de niveau critique de corrélation qui servirait de balise absolue en deçà de laquelle des indicateurs ne pourraient être utilisés dans un cadre prévisionniste. On doit également tenir compte de la stabilité de la corrélation. À cette fin, il est suggéré de calculer récursivement la corrélation⁶ pour des sous-échantillons d'une longueur donnée et d'observer les variabilité et tendance obtenues.

Ensuite, le test de causalité de Granger permet de déterminer de quel type est la corrélation de l'indicateur avec la série de référence. Il consiste à comparer les erreurs moyennes au carré (EMC) de prévision de la valeur prochaine d'une série en utilisant deux méthodes prévisionnistes alternatives : l'une en n'utilisant que les décalages de la série à prévoir et la seconde en utilisant les décalages de la série à prévoir ainsi que ceux de la série dont on teste la causalité. Pour les modèles linéaires, la causalité de Granger est rejetée si

$$EMC[\hat{E}(x_{t+s}|x_t, x_{t-1}, \dots)] = EMC[\hat{E}(x_{t+s}|x_t, x_{t-1}, \dots, y_t, y_{t-1}, \dots)],$$

où y est la variable dont on teste la causalité sur x . Une approche économétrique pratique pour tester la causalité de Granger consiste à estimer l'équation

⁶ La BCE nomme cette procédure *corrélation roulante* (rolling correlation).

$$x_t = c_1 + \alpha_1 x_{t-1} + \alpha_2 x_{t-2} + \dots + \alpha_p x_{t-p} + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} \dots + \beta_p y_{t-p} + u_t$$

puis à conduire un test de type F sur l'hypothèse nulle

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots \beta_p = 0$$

(Hamilton, 1994). On doit déterminer avec attention le nombre de décalages à inclure p , lequel peut affecter fortement les résultats du test. Si l'hypothèse nulle est rejetée, le test permet d'affirmer que la série y « cause par Granger » x , c'est-à-dire qu'elle contient des informations permettant de prévoir les mouvements de x , et vice-versa en effectuant le même test à l'inverse⁷. Si l'on cherche à construire un indicateur permettant d'anticiper les mouvements d'une série de référence, on espère idéalement déterminer par ce test que les changements dans l'indicateur précèdent ceux de la série de référence et non le contraire, donc que la causalité de Granger n'existe que du sens attendu. Or, l'interprétation à conférer à ce test est délicate, puisque certaines variables peuvent connaître des évolutions cycliques se chevauchant et ainsi une relation de causalité par Granger de double sens, sans que la qualité d'un indicateur en soit affectée. Selon la BCE, cependant, les relations de double sens entre les séries chronologiques sont fréquentes.

Test de qualité de prévision

Afin de déterminer la qualité prévisionniste attendue d'un indicateur, la BCE prescrit l'évaluation de *prévisions roulantes* hors-échantillon, à partir du lien déterminé économétriquement entre la série de référence et l'indicateur sur des périodes restreintes de l'échantillon. Les valeurs de la série de référence à l'intérieur de l'échantillon étant connues, on peut ainsi les comparer à la valeur prédite à l'aide de l'indicateur. En comparant la racine de la moyenne des carrés des erreurs (RMCE) obtenue avec différents indices d'une même série de référence ainsi qu'avec un modèle naïf⁸, on peut déterminer simplement l'indice le plus efficace dans un objectif prévisionniste. Afin de

⁷ Il importe de mentionner que le test de causalité au sens de Granger détermine la précédence des variables, mais ne prouve en rien la causalité logique ou économique.

⁸ Le modèle naïf de prévision communément utilisé comme repère ne contient comme régresseurs que les variables décalées de la série de référence. On remarque cependant que cette forme de modélisation est un modèle autorégressif simple AR(1) dont le coefficient sur le retard est de 1. Il s'agit donc d'une modélisation dont la structure est déterministe, qui pourrait être améliorée par un ARMA proprement spécifié.

déterminer statistiquement le niveau de signification des RMCE obtenues, les tests proposés par Diebold & Mariano (1994) sont généralement utilisés.

Tests liés aux changements de tendance

Finalement, on tente souvent de prévoir les changements de tendance économique futurs à l'aide d'indicateurs composites. Afin de tester l'efficacité des indices dans cet exercice, la BCE préconise d'observer en premier lieu si les changements de tendance de la série de référence correspondent à ceux de l'indicateur. On détermine ainsi si les changements de la série de référence se trouvent également dans l'indice et si ce dernier a indiqué de faux retournements. Ensuite, on prête attention au comportement des indices lors des périodes précédant les changements de tendance⁹ de la série de référence. On détermine ainsi dans quelle mesure l'intensité des changements de niveau des indices est comparable à celle de la série de référence et si cette intensité varie dans le temps. De plus, le nombre de périodes précédant les points de retournement (communément nommé *l'avance* aux points de retournement) peut être comparé entre les séries. Ces tests permettent également des comparaisons entre les indices, aucune méthode statistique ou balise formelle n'étant proposées pour leur évaluation.

Conséquence avec la théorie économique

Si les tests énoncés plus haut constituent des outils fort utiles pour évaluer la performance d'indices selon des critères objectifs, le sens critique de l'analyste demeure primordial. Ainsi, en plus des tests quantitatifs objectifs, Gauthier, Graham & Liu utilisent comme critère de performance la cohérence de la pondération de l'indice avec la théorie économique lorsque celle-ci est applicable. Insistant encore davantage sur ce point, la BCE (2001) affirme en conclusion de sa recherche que, «...si les indices composites peuvent être utilisés comme des outils supplémentaires pour l'analyse conjoncturelle, ils ne peuvent remplacer l'étude détaillée des indicateurs individuels des développements cycliques ».

⁹ Dans le cas d'indices composites précurseurs. On s'intéressera à la période concomitante ou à la période suivante dans le cas d'indices coïncidents ou retardés.

3. Développement des indices

3.1 Indices développés par modélisation économétrique

3.1.1 Description de la méthode utilisée

Tel que détaillé dans la section précédente, les méthodes disponibles pour la mise sur pied d'indices ne manquent pas. Parmi celles-ci, l'approche par modélisation économétrique simple semble la plus appropriée afin de rencontrer nos objectifs. Celle-ci permet d'optimiser efficacement un lien entre les variables tout en laissant place à l'interprétation des pondérations retenues et l'évaluation de la conséquence avec la théorie économique. Martin (2004) a mis en évidence les liens statistiques individuels unissant plusieurs séries de l'enquête et les variables économiques auxquelles elles sont intuitivement reliées. Partant de ces résultats, nous avons cherché à obtenir, par régression, la capacité des données de l'enquête à *expliquer* différentes données canadiennes d'inflation et d'activité économique¹⁰.

Pour obtenir les indices à partir des régressions, il suffit de multiplier à chaque période la valeur des variables par leurs coefficients respectifs et de les additionner. Le résultat ainsi obtenu est la partie de la variable indépendante expliquée par le modèle. De façon à obtenir des propriétés similaires à l'ESI européen, nous appliquons ensuite la modification suivante :

$$Indice_t = \left(\frac{\hat{Y}_{t+1}}{\sigma(\hat{Y})} \right) * 10,$$

où \hat{Y} est la partie de la variable endogène expliquée par la régression et $\sigma(\hat{Y})$ l'écart type dans l'échantillon de cette prévision. De la notation, il importe de mettre en évidence que l'indice au temps t est construit pour expliquer la variable macroéconomique Y au temps $t+1$; concrètement, cela signifie que les régressions ne contiennent que des variables retardées, ce qui permet de développer un indice précurseur. L'indice est obtenu en divisant \hat{Y}_{t+1} par $\sigma(\hat{Y})$ et en multipliant le résultat par 10, de façon à ce que la série finale ait un écart-type de 10.

¹⁰ Parmi les variables explicatives, nous avons choisi d'inclure, en plus des données de l'enquête, les retards des variables endogènes et des constantes, selon leur pertinence, afin de maximiser les résultats obtenus.

La procédure appliquée afin d'obtenir les régressions finales est la suivante. D'abord, nous avons identifié les variables susceptibles d'être pertinentes à l'aide de l'article de Martin. Par la suite, nous avons effectué des tests ADF de stationnarité sur les variables dépendantes afin de préciser l'approche à effectuer par la suite (utiliser les niveaux, différences, croissances, logarithmes, etc.). Ensuite, nous avons déterminé la structure initiale de retards des variables à estimer à l'aide des critères d'Akaike et de Schwarz. Subséquemment, nous avons procédé à des régressions simples à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires, avec ajustement des erreurs pour l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation. Finalement, les régressions ont été répétées en éliminant une par une les variables les moins significatives, jusqu'à maximisation du \bar{R}^2 . Afin de préserver autant que possible les degrés de liberté, nous avons restreint le nombre de variables explicatives. Les deux prochaines sous-sections présentent les indices développés à l'aide de cette méthode pour l'activité économique et l'inflation.

3.1.2 Indices d'activité économique

Trois variables économiques liées à l'activité économique présentent un intérêt à être indicées par les données de l'enquête : l'écart de production, le PIB total et le PIB du secteur des entreprises (*i.e.* le PIB total excluant le gouvernement, puisque l'enquête porte sur les entreprises uniquement). La provenance des données macroéconomiques et des indicateurs de l'enquête utilisées dans le présent document est expliquée en détail à l'annexe 1. Les tests de racine unitaire effectués sur les variables indépendantes (tous les résultats des tests ADF sont présentés au tableau 1) nous ont révélé, sans surprise, que les PIB total et du secteur industriel exprimés en niveaux sont I(1) et ne peuvent être utilisés en tant que variables endogènes de nos modèles. Or, les tests effectués présentent aussi des résultats surprenants, ne permettant pas de rejeter la présence d'une racine unitaire pour l'écart de production et les croissances du PIB total et du PIB des entreprises. Ces résultats s'expliquent par le court échantillon de données considéré. En effectuant des tests sur ces variables pour un échantillon plus long, nous avons pu rejeter la présence de racine unitaire; nous les avons donc utilisé comme variables endogènes¹¹.

¹¹ En plus des séries de croissance du PIB et du PIB des entreprises, il est intuitif de considérer également le momentum de ces variables, c'est-à-dire la différence de leur croissance, étant donné que plusieurs des

Du côté des variables indépendantes liées à l'enquête, les résultats de Martin (2004) suggèrent de retenir les soldes d'opinion quant aux ventes passées, aux ventes futures et à l'investissement à venir en machinerie et matériel, de même que les questions sur les difficultés à répondre à une augmentation inattendue de la demande et les pénuries de main-d'œuvre affectant la capacité à répondre à la demande. Ces variables présentaient toutes un taux de corrélation jugé au moins modéré avec des concepts liés à l'activité économique. Les résultats des tests ADF effectués ne permettent pas de réfuter l'hypothèse nulle de racine unitaire pour plusieurs variables de l'enquête. Comme pour les séries de croissance du PIB, il semble que ce soit principalement le faible nombre d'observations qui soit à blâmer pour ce résultat mitigé. Il sera intéressant de tester à nouveau la présence de racine unitaire lorsque les séries de l'enquête compteront davantage d'observations.

Les résultats des régressions retenues sont présentés dans le tableau 2 et les graphiques des indices obtenus et leur série de référence sont présentés à l'annexe 3A. Si des \bar{R}^2 élevés suggèrent une bonne explication des séries endogènes, il ne permettent pas forcément de différencier les indices, cette mesure n'étant pas comparable lorsque les variables endogènes diffèrent. Ce n'est qu'à l'aide des tests effectués à la prochaine section que nous pourrons comparer les indices, entre autres au niveau de leur capacité prévisionniste.

questions de l'EPE concernent l'accélération de phénomènes. Or, dans le cadre d'un modèle de régression, considérer le momentum comme variable dépendante est équivalent à effectuer une régression sur la croissance en imposant des contraintes sur le coefficient des retards de celle-ci. Par exemple, on peut démontrer facilement que le modèle de régression $\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta Y_{t-1} + \beta_2 X_{t-1} + u_t$, où ΔY_t est la différence de la croissance du PIB (son momentum), est exactement équivalent à $Y_t = \beta_0 + (\beta_1 + 1)Y_{t-1} - \beta_1 Y_{t-2} + \beta_2 X_{t-1} + u_t$, où la contrainte imposée sur les coefficients est mise en évidence. Il n'est donc pertinent d'utiliser la différence d'une telle variable que lorsque nous pouvons démontrer que l'imposition de cette contrainte est justifiée. Nous avons donc effectué des tests de Wald sur les coefficients des modèles non contraints incluant quatre retards du PIB total et des entreprises. Dans les deux cas, la contrainte était fortement rejetée. Nous pourrions cependant utiliser le momentum comme série de référence potentielle des indices développés par ACP et MS, aux sections 3.2 et 3.3.

3.1.3 Indices d'inflation

Du côté de l'évolution des prix, trois variables ont été considérées comme pouvant être expliquées par les questions de l'EPE : l'inflation trimestrielle annualisée calculée à l'aide de l'IPC, le dégonfleur du PIB et l'IPCX développé par la Banque du Canada¹². Comme on le voit dans le tableau 1, les tests ADF effectués indiquent que les trois mesures d'inflation sont I(0) et peuvent être utilisées comme variables endogènes des régressions.

Pour ce qui est des variables explicatives, les séries retenues sans modification sont les soldes d'opinion quant à la hausse attendue du prix des intrants et extrants. La question sur les attentes d'inflation a été traitée de deux façons. L'une d'elle, utilisée par Martin, est de constituer un indice des attentes d'inflation (IAI) en multipliant la valeur médiane des intervalles d'inflation par le pourcentage des répondants les ayant choisis. Une autre approche est de constituer un solde d'opinions en considérant 2 %, le point médian de la cible inflationniste de la Banque du Canada, comme la valeur centrale logique de la question : les réponses inférieures à 2 % sont soustraites aux réponses supérieures à ce niveau¹³. Nous nommerons par la suite cette série « solde des opinions quant à l'inflation future ». De ces quatre variables, seul l'indice des attentes d'inflation est I(1) et n'a pas été utilisé par la suite.

Les résultats des régressions sur les concepts d'inflation sont aussi présentés dans le tableau 2 et les graphiques présentant l'évolution des indices et de leur série de référence figurent à l'annexe 3A. Les régressions présentent des \bar{R}^2 inférieurs à celles portant sur les variables d'activité économique étant donné la variabilité plus forte des séries d'inflation mais, comme nous l'avons mentionné précédemment, ce n'est qu'à partir des

¹² L'article de Martin a également identifié une corrélation modérément forte entre les attentes d'inflation et la moyenne d'inflation totale calculée sur 2 ans. Si ce type de lissage a le mérite de réduire la variabilité des séries, son utilisation génère un processus de moyenne mobile dans les résidus d'une régression, ce qui biaise les résultats obtenus. Nous avons donc utilisé l'inflation trimestrielle annualisée, ce qui permet des \bar{R}^2 plus faibles mais des résultats non biaisés.

¹³ Avant 2001, il existait un seul intervalle pour classifier les attentes situées entre 1 et 3%. Pour cette période, nous avons apposé la moitié des répondants de cette catégorie au-dessus et en-deça de 2 %.

tests effectués à la section suivante que nous pourrons tirer des conclusions sur la valeur des indices.

3.2 Indices développés par analyse en composantes principales

En plus des indices précédents, nous avons développé deux indices en nous basant sur la méthode des composantes principales, telle que décrite dans la section 2.2. Ces indices sont issus de la première composante principale des séries utilisées précédemment comme variables explicatives de l'activité économique et de l'inflation canadienne. Nous avons aussi développé un troisième indice en incorporant toutes les séries disponibles. Ce dernier constitue la tendance commune des séries de l'enquête et permet d'enrichir l'analyse des deux indices développés avec les groupes restreints de séries. Dans le tableau 3, nous avons présenté les deux premières composantes principales des regroupements de séries, qui présentent plus de 75 % de leur variabilité totale. Plus le nombre de séries incluses dans l'analyse est élevé, plus la proportion de la variance totale permise avec la première composante est faible.

Pour obtenir, à partir de ces composantes principales, des indices ayant des propriétés similaires à ceux développés par régression, nous effectuons la transformation suivante :

$$Indice_t = \left(\frac{\alpha'_t x - \text{moyenne}(\alpha'_t x)}{\sigma(\alpha'_t x)} \right) * 10,$$

où $\alpha'_t x$ est la première composante principale de la matrice x à la période t . Cette transformation permet, comme dans le cas des indices trouvés précédemment, un écart-type de 10. Cela dit, contrairement aux indices générés par la régression, le signe de l'indice au temps t nous renseigne sur le niveau de la composante principale par rapport à sa moyenne¹⁴.

Les indices étant développés, nous devons leur associer une série de référence afin de les comparer avec les indices développés par les MCO dans la section suivante. A cette fin, nous avons déterminé les corrélations des différents retards des premières composantes

¹⁴ Il est à noter que la moyenne de la composante principale est nulle par construction, cette méthode extrayant la variabilité des séries originales.

principales avec leurs séries de référence potentielles. Celles-ci sont présentées dans le tableau 4, où les corrélations les plus fortes en valeur absolue sont en caractères gras. Afin de demeurer conséquents, nous devons encore une fois favoriser les variables retardées. La série de référence de l'indice d'activité économique est donc l'écart de production, qui présente un coefficient de corrélation avec l'indice retardé d'une période de -0,84. Du côté de l'inflation, nous retenons comme série de référence l'inflation mesurée par l'IPC total, dont le coefficient de corrélation avec l'indice retardé de deux périodes est de 0,34. Ce faible résultat, comme les \bar{R}^2 très faibles obtenus lors des régressions des séries d'inflation, s'explique en partie par la grande volatilité des croissances trimestrielles annualisées des prix, alors que l'écart de production est une série relativement lisse. Finalement, l'indice développé avec les dix séries de l'EPE connaît également une corrélation maximale avec l'écart de production anticipée d'une période. Fait intéressant, ce dernier indice, avec deux retards, présente une plus forte corrélation avec l'inflation mesurée avec l'IPCX qu'avec l'IPC total, contrairement à l'indice d'inflation. Nous remarquons que, dans tous les cas, des corrélations plus fortes sont obtenues entre les indices développés par composantes principales et les données macroéconomiques actuelles. Ce résultat suggère que l'information sur véhiculée par les répondants de l'EPE se rapporte davantage à l'activité économique et l'inflation actuelles qu'à leur évolution future, même si les questions posées visent les anticipations des firmes. Ceci semble indiquer que les anticipations quant à l'inflation et l'activité économique sont déterminées de façon au moins partiellement adaptative. Les graphiques des indices ainsi développés ainsi que leur série de référence sont présentés à l'annexe 3B. Les indices sont présentés avec le retard correspondant à la corrélation maximale avec leur série de référence et les indices d'activité économique et développé à l'aide de toutes les séries sont multiplié par -1, car leur corrélation avec leur série de référence est négative.

3.3 Indices développés par méthodologie subjective

3.3.1 Indice des capacités de production

Nous avons développé deux indices par méthodologie subjective (MS), en appliquant aux séries de l'enquête une pondération déterminée selon notre jugement. Les indices ainsi

développés nous permettront une base de comparaison pour évaluer la valeur des indices développés en 3.1 et 3.2. Le premier de ceux-ci est construit à partir des séries d'activité économique. Nous avons appliqué une pondération de façon à créer un indice permettant d'anticiper les mouvements futurs de l'écart de production en tenant compte des ajustements de l'économie pour accentuer son potentiel productif¹⁵. Les pondérations les plus fortes ont été accordées aux indicateurs les plus susceptibles d'être représentatifs des pressions sur les capacités des firmes. Il est obtenu en effectuant le calcul suivant¹⁶ :

$$\begin{aligned} \text{Indice} = & 10\% \cdot SO_{VP} + 25\% \cdot SO_{VF} + 15\% \cdot SO_{PI} + 15\% \cdot SO_{PE} + 40\% \cdot IDR \\ & + 25\% \cdot PMORC - 20\% \cdot SO_{EF} - 10\% \cdot SO_{M\&E}, \end{aligned}$$

où SO_{VP} , SO_{VF} , SO_{PI} , SO_{PE} , SO_{EF} et $SO_{M\&E}$ sont les soldes d'opinion quant aux ventes passées, aux ventes futures, aux prix des intrants, aux prix des extrants, au niveau d'emploi futur et à l'investissement en machinerie et matériel, respectivement. L' IDR et les $PMORC$ sont quant à eux l'indice des difficultés à répondre à la demande et les firmes déplorant des pénuries de main-d'œuvre restreignant leur capacité de répondre à la demande. SO_{EF} et $SO_{M\&E}$ indiquent des ajustements des firmes pour accroître leur capacité de production. Comme de tels ajustements permettent d'accroître le potentiel de production, nous leur avons octroyé une pondération négative.

Comme pour les indices développés par ACP, nous devons jumeler une série de référence à cet indice pour procéder à l'évaluation de celui-ci à la section suivante. Encore une fois, nous devons être conséquents et prioriser les retards de l'indice. En observant le tableau 4, nous notons une corrélation modérément forte de -0,52 obtenue avec le momentum du PIB des entreprises; cela dit, l'indice retardé d'une période permet une corrélation plus forte encore avec l'écart de production (0,75), qui devient donc sa série de référence.

¹⁵ Des permutations et d'autres compositions d'indices ont été tentées par tâtonnement, mais celui-ci permettait la corrélation la plus forte avec sa série de référence.

¹⁶ Les indicateurs composant l'indice étant généralement compris entre -100 et 100, nous avons jugé inutile de normaliser cet indice.

3.3.2 Indice des anticipations inflationnistes

De façon similaire, nous avons développé un indicateur susceptible de refléter les anticipations des firmes de l'inflation canadienne. Celui-ci est obtenu de la façon suivante :

$$Indice = 25\% \cdot SO_{PI} + 25\% \cdot SO_{PE} + 50\% \cdot 25(IAI - 2),$$

où SO_{PI} et SO_{PE} sont les soldes d'opinions quant aux prix des intrants et des extrants, respectivement, et IAI est l'indice des attentes inflationnistes obtenu en multipliant la valeur médiane des intervalles d'inflation par le pourcentage des répondants les ayant choisis. L' étant compris entre 0,5 et 3,5, nous le ramenons d'abord à des valeurs comparables aux soldes d'opinion avant de lui appliquer une pondération de 50 %. Une valeur négative de l'indice subjectif ainsi constitué suggère un niveau d'inflation inférieur à 2 %, et vice versa.

Pour déterminer la série de référence de ce dernier indice, nous observons les corrélations de celui-ci et des séries d'inflation (tableau 4). On y remarque que, contrairement à l'indice d'inflation développé par ACP, la corrélation maximale de cet indice est obtenue entre l'indice retardé d'une période et l'inflation mesurée par le dégonfleur du PIB, qui devient sa série de référence. Les graphiques des indices développés par MS et de leur série de référence sont présentés à l'annexe 3C.

4. Évaluation des indices

Au total, onze indices ont été développés à la section précédente. Nous allons maintenant déterminer, à l'aide de la batterie de tests exposée à la section 2.3, lesquels présentent le plus d'intérêt et comment nous pourrions les utiliser à l'avenir.

4.1 Stabilité des coefficients

La première analyse effectuée vise uniquement les indices développés par modélisation économétrique. Elle consiste à estimer récursivement, avec un échantillon de plus en plus grand, la valeur et l'écart-type des coefficients des régressions. Si ceux-ci varient selon la taille de l'échantillon, on peut douter fortement de l'utilité attendue de l'indice développé par ces régressions pour les périodes à venir. Notamment, le changement du signe d'un coefficient à travers l'échantillon constituerait un problème majeur. Cela dit, obtenir de l'instabilité pour les premières réévaluations, alors que les degrés de liberté sont très restreints, n'est pas surprenant et ne constitue pas une entrave importante aux résultats obtenus si les coefficients sont stables par la suite.

Les graphiques présentant les coefficients obtenus récursivement pour chacune des régressions ainsi qu'un intervalle de deux écarts-type sont présentés à l'annexe 4. Dans l'ensemble, les coefficients des régressions rassurent quant à leur stabilité dans le temps à partir de la moitié de l'exercice, à l'exception des coefficients liés à des variables peu significatives (par exemple le cinquième coefficient de la régression de la croissance du PIB des entreprises, lequel n'était significativement différent de zéro qu'avec un niveau de confiance de 90%). Comme les variables peu significatives n'affectent que marginalement la valeur totale des indices, le fait que ces derniers présentent davantage d'instabilité ne constitue pas une faille majeure. Les régressions de la croissance du PIB total et de l'inflation mesurée par l'IPCX semblent présenter les coefficients les plus stables, mais un tel résultat est insuffisant pour déterminer d'entrée de jeu s'ils seront les plus performants dans un cadre prévisionniste.

4.2 Tests de corrélation

4.2.1 Corrélation maximale

Tel que suggéré par la BCE (2001), nous comparons les corrélations maximales obtenues entre les différents décalages des indices et leur série de référence. Les corrélations sont présentées dans le tableau 5. Nous constatons que les corrélations sont maximales au temps présent pour la plupart des indices. Ce résultat est simplement lié au fait que la série de référence à la période $t-1$ fait partie des séries explicatives des régressions d'activité économique. Pour les indices développés par composante principale et méthodologie subjective, ce résultat suggère cependant que les séries de l'enquête sont plus fortement liées à la conjoncture actuelle que futures, même si la majorité des questions sont prospectives.

Les indices développés par régression ayant les corrélations les plus fortes avec leur indice de référence (de façon prospective) sont ceux de l'écart de production (0,93) et de la croissance du PIB des entreprises (0,81). Du côté des indices d'inflation, la corrélation maximale est obtenue avec l'inflation totale, dont la régression présentait également un \bar{R}^2 plus élevé. Du côté de l'analyse en composante principale, la corrélation du premier retard de l'écart de production est la plus élevée, s'établissant à 0,84. Finalement, pour les indices dont la pondération a été déterminée de façon subjective, c'est aussi l'indice d'écart de production qui obtient le coefficient de corrélation le plus élevé. Dans l'ensemble, les corrélations sont beaucoup plus faibles pour les données d'inflation, dont la variabilité est plus élevée que celle des données de production.

4.2.2 Volatilité des corrélations

En second lieu, nous observons la variabilité des corrélations des variables et de leurs séries de référence dans le temps. Nous avons effectué des corrélations roulantes sur une durée de 8 trimestres pour chacun des indices. Étant donnée la durée d'échantillon variable selon les indices, l'étendue commune des corrélations effectuées s'étend de 1999T4-2001T3 à 2004T4-2006T3; elle est présentée dans le tableau 6.

Nous y remarquons d'abord que les indices créés par régression présentent des résultats mitigés : d'un côté, les indices dont la série de référence est l'inflation mesurée par le dégonfleur du PIB (4) et l'IPC total (5) présentent les corrélations roulantes les plus stables, alors que les indices de la croissance du PIB des entreprises (3) et de l'inflation tendancielle (6) présentent le plus d'instabilité dans leur corrélation, principalement dans la seconde moitié de l'analyse. Or, des corrélations faibles en fin d'analyse limitent fortement l'utilité prévisionniste attendue des indices, le lien de ceux-ci avec leur série de référence pour les périodes futures étant fort incertain. Nous notons en outre que les indices qui présentaient une forte corrélation pour l'ensemble des observations disponibles (tableau 5) ne sont pas ceux qui présentent le plus de stabilité au chapitre des corrélations roulantes. Lorsque l'on compare les indices ayant les mêmes séries de référence, ceux développés par analyse en composante principale présentent des corrélations légèrement plus stables que ceux créés par régression et par méthodologie subjective.

4.3 Test de causalité de Granger

Afin d'étudier le sens du lien existant entre les variables, nous avons effectué des tests de causalité de Granger, dont le fondement théorique a été discuté à la section 2. Pour déterminer la quantité de retards des variables des tests, nous avons utilisé le critère de Schwarz en permettant jusqu'à quatre retards¹⁷. Selon les indices, le nombre de retards optimal des deux côtés du test diffère dans certains cas. Les résultats sont présentés dans le tableau 7. L'indice 2 présente des résultats permettant une causalité de Granger significative à 99 % du sens désiré et non significative du sens inverse. L'indice 8 présente également une causalité de Granger du sens attendu uniquement, mais celle-ci n'est significative qu'à 10 %. Les indices 1, 3, 4, 5 et 6 présentent quant à eux une double causalité au sens de Granger mais, bien que ce résultat soit mitigé, il est insuffisant pour que la valeur des indices soit remise en cause. Finalement, les résultats des tests de Granger des indices 7, 9, 10 et 11 ne sont pas concluants, ce qui discrédite à toutes fins pratiques leur utilisation dans un objectif prévisionniste.

¹⁷ Nous avons ainsi limité le nombre possible de retards en raison de la petitesse de l'échantillon disponible.

4.4 Tests de qualité de prévision

4.4.1 RMCE des erreurs de prévisions récursives

Pour évaluer la capacité des indices dans un exercice de prévision, nous allons utiliser la méthode de la prévision d'une étape à l'avance (*one-step forecast*). Cette méthode consiste à évaluer récursivement l'erreur de prévision faite avec un échantillon restreint du niveau de la série de référence à la période suivante. Soit \hat{Y}_t la prévision de Y_t effectuée à l'aide de l'information disponible à la période $t-1$, on obtient et stocke l'erreur de prévision à la période t :

$$e_t = Y_t - \hat{Y}_t.$$

On calcule ensuite la racine de la moyenne du carré des erreurs (RMCE), dont la valeur à la période t est obtenue par la formule suivante :

$$RMCE_t = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^t e_j^2}{n}}.$$

La RMCE au temps t présente un intérêt élevé, nous indiquant le niveau absolu moyen d'erreur commis au cours des prévisions récursives jusqu'à ce point. Afin de déterminer si un outil prévisionniste apporte de l'information additionnelle, on compare la RMCE obtenue avec son utilisation et celle obtenue par un modèle naïf de la forme $Y_{t+1} = Y_t + \varepsilon_{t+1}$, ou un modèle autorégressif d'ordre p de forme $Y_{t+1} = \rho Y_t + \dots + \rho Y_{t-p+1} + \varepsilon_{t+1}$ ¹⁸.

Or, pour générer des prévisions à partir des indices, il faut d'abord se demander comment ces derniers peuvent être utilisés à une fin prévisionniste. La méthode la plus simple est de déterminer à nouveau un lien économétrique par les MCO, cette fois ci entre les séries de référence et leur indice, en utilisant le modèle $Y_{t+1} = X_t \beta + \varepsilon_{t+1}$ pour les indices 1 à 6 et $Y_{t+1} = \alpha + \beta \cdot \text{Indice}_t + \varepsilon_{t+1}$ pour les indices 7 à 11. Les indices par régression étant générés avec l'information disponible pour l'ensemble de la période, nous avons calculé les RMCE des régressions originales plutôt que celle des indices, de sorte que la

¹⁸ Dans le cadre du présent travail, p est le nombre de retards de Y qui permet de maximiser le \bar{R}^2 du modèle autorégressif.

prévision effectuée équivaut à celle que nous aurions obtenue en calculant à chaque sous-période un nouvel indice et en faisant la prévision sur celle-ci.

Les RMCE obtenues sont présentées au tableau 8. En termes de niveaux, on peut interpréter les résultats obtenus de cette façon : en moyenne, une prévision effectuée à l'aide de l'indice 1 sur- ou sous-estime l'écart de production de 0.49 %. En comparaison, l'erreur obtenue avec le modèle naïf est 30% plus élevée que celle obtenue avec l'indice, bien que la différence entre les indices n'est pas significative selon le test de Diabold-Mariano. Une statistique DM négative (positive) indique que les erreurs obtenues avec l'indice sont inférieures (supérieures) à celles obtenues avec le modèle alternatif.

Toutes les RMCE obtenues avec les indices développés par régression sont inférieures à celles obtenues avec le modèle naïf et le modèle autorégressif d'ordre p . En particulier, les indices de la croissance du PIB total (indice 2) et de l'IPC total (indice 5) présentent des erreurs de prévision significativement inférieures à celles obtenues par les modèles naïf et AR(p) avec des niveaux de confiance supérieurs à 95%. ces résultats confirment que les indicateurs tirés de l'enquête contiennent de l'information utile pour prévoir les séries macroéconomiques utilisées comme séries de référence. Aucun des autres indices développés par régression ne permet d'erreurs statistiquement inférieures à celles du modèle AR(p). Les indices développés par composantes principales et méthodologie subjective présentent de moins bons résultats, aucun d'entre eux ne permettant des erreurs significativement inférieures aux modèles naïf et AR(p). Pire, les prévisions fondées sur les indices 9 et 10 sont significativement moins efficaces que celles obtenues avec le modèle AR(p) avec un niveau de confiance de 95%.

4.4.2 Taux de mouvements de même signe

Dans la présente recherche, nous mettons l'accent sur l'anticipation du niveau des séries macroéconomiques, mettant de côté l'analyse des changements de tendance. Cela dit, notre dernier test objectif se rapportant à la capacité prévisionniste des indices s'approche de la notion des changements de tendance. Il consiste à comparer le signe des mouvements des indices avec celui de leur série de référence.

Les taux présentés dans le tableau 10 sont les proportions, exprimées en pourcentage, des variations de même signe sur un trimestre de l'indice et de sa série de référence. Les séries des indices ont été ajustées selon le retard adéquat pour cette analyse¹⁹ et les résultats présentés concernent la période pour laquelle l'analyse était possible pour tous les indices, c'est-à-dire de 2000T1 à 2006T3. Ce test permet d'anticiper dans quelle mesure une variation de l'indice sera suivie par une variation du même signe de sa série de référence. Seuls les indices 5 et 6, développés par régression et se rapportant à l'inflation mesurée par l'IPC total et par l'IPCX, se démarquent avec des taux supérieurs à 60 %. Étant donné les bons résultats obtenus avec l'indice 2 au niveau de sa capacité prévisionniste, son taux de 44,4 % est décevant, d'autant plus que l'indice se déplace dans le sens opposé à sa série de référence pour neuf des dix dernières observations.

¹⁹ Par exemple, le second retard de l'indice 8, développé par composantes principales et se rattachant à l'écart de production, a été utilisé pour cette analyse. Se référer au tableau 6.

5. Discussion

5.1 Constats généraux

À la lumière des tests effectués précédemment, plusieurs constats s'imposent à nous. D'abord, les indicateurs constituant l'*Enquête sur les perspectives des entreprises* sont des outils performants pour anticiper l'activité économique et l'inflation canadiennes. Ils contiennent de l'information unique quant à l'évolution récente et future de ces variables, permettant de les prévoir avec une certaine efficacité une période à l'avance. En particulier, nous notons que les données de l'enquête permettent d'anticiper efficacement la croissance du PIB total (indice 2) et l'inflation mesurée par l'IPC (indice 5). Il est quelque peu surprenant que l'indice du PIB total soit le plus efficace au niveau des séries d'activité économique; nous anticipions des résultats plus probants du côté du PIB des entreprises, ces dernières constituant l'échantillon rencontré dans le cadre de l'EPE. Du côté des indices d'inflation, le fait que la mesure annualisée mesurée par l'IPC total qui est la mieux représentée par les données de l'enquête est également surprenant, puisque le dégonfleur du PIB reflète davantage que l'IPC total les prix auxquels font face les entreprises.

Les tests effectués nous indiquent que la méthode la plus couramment utilisée de développement d'indices, constituant à appliquer aux indicateurs une pondération *ad hoc*, est hasardeuse si l'on cherche à s'en servir dans un objectif prévisionniste. Si les indices ainsi développés peuvent présenter de l'information intéressante, comme dans le cas du PMI américain, nos résultats suggèrent qu'il est de beaucoup préférable d'utiliser une méthode d'optimisation simple comme celle développée en 3.1.1. Entre autres, nous soulignons que nos indices développés par méthodologie subjective présentent des corrélations instables avec leur série de référence et qu'ils échouent tous deux à dominer le modèle naïf dans un cadre prévisionniste. Cependant, il est vrai qu'une pondération *ad hoc* est plus facilement interprétable par les analystes, les médias et le grand public, ce qui constitue sans doute le plus grand avantage de cette méthode. La méthode d'analyse en composantes principales, si elle semblait intéressante aux niveaux de sa mécanique et de sa nature objective, n'a pas non plus présenté de résultats aussi probants que la méthode par régression. Il serait toutefois intéressant d'étudier l'évolution des

composantes principales de l'enquête en présence de changements économiques importants. Ces changements majeurs étant trop peu nombreux dans l'échantillon actuellement disponible, ceci constituera une voie d'étude intéressante dans une ou plusieurs décennies.

5.2 L'indice retenu

Parmi l'ensemble des indices développés, c'est l'indice 5, développé par régression de l'inflation trimestrielle annualisée mesurée par l'IPC total, qui se démarque comme étant le plus performant. Si la corrélation avec sa série de référence n'est pas la plus forte des indices développés, l'indice se démarque au niveau de sa stabilité et ne présente aucun changement de signe. De façon plus déterminante, le modèle de prévision incluant l'indice présente des erreurs de prévision significativement inférieures aux modèles naïf et AR(p) et l'indice a le plus fort taux de mouvement de même signe avec sa série de référence. L'indice de la croissance du PIB (indice 2) présentait de son côté également des bons résultats aux tests de Diabold-Mariano, mais était miné par des corrélations roulantes instables et très faibles en fin de période ainsi qu'un faible taux de mouvements de même signe. D'ailleurs, du point de vue de la Banque du Canada, un indice permettant d'anticiper l'inflation constitue un outil particulièrement intéressant.

Au niveau de sa composition, l'indice comprend une seule série retardée de la variable dépendante, une constante et cinq variables liées à l'enquête. D'abord, le coefficient du solde d'opinions quant à l'évolution attendue du prix des intrants est légèrement positive, ce qui s'explique par le fait que cette série a un écart-type de 14,2. En comparaison, les coefficients de des retards de l'IAI sont beaucoup plus élevés en valeur absolus, cette série ayant un écart-type beaucoup plus faible, de 0,21. Il est difficile d'interpréter de façon cohérente le signe des coefficients des retards de l'IAI; en additionnant ces derniers, nous obtenons une contribution totale de cet indicateur sur une durée d'un an négative, de -5,80, ce qui semble inapproprié étant donné que cet indicateur représente le niveau attendu de l'inflation au cours des douze prochains mois. Seul le second retard de l'IAI est positif, ce qui pourrait indiquer que les anticipations inflationnistes des entreprises se concrétisent avec un maximum d'efficacité deux trimestres plus tard.

Quoiqu'il en soit, ce résultat semble faire contrepoids à la constante très élevée obtenue, de 16,6, afin que la portion expliquée de la variable se situe à des niveaux cohérents, c'est-à-dire entre 0 et 4%.

5.3 Comment renouveler l'indice

Maintenant que nous avons déterminé quel indice est le plus performant, il importe de déterminer comment tenir compte des informations à venir. En effet, il serait déraisonnable de considérer les coefficients actuels comme fixes et de ne pas tenir compte de l'information accrue qui sera disponible au fil du temps. Cela dit, il faut aussi s'assurer que l'évolution de l'indice soit comparable d'une période à l'autre si l'on veut en tirer quelque information que ce soit. Un moyen somme toute simple de rencontrer ce double objectif est d'utiliser un enchaînement de l'indice similaire à celui utilisé par Statistique Canada pour l'indice des prix à la consommation. L'annexe 5 détaille la procédure à utiliser à cette fin, grâce à laquelle les coefficients de l'indice peuvent varier à nouveau, permettant à celui-ci de s'adapter au lien potentiellement changeant entre les variables et le momentum du PIB des entreprises²⁰.

²⁰ Si l'on désirait changer les variables composant l'indice, il faudrait cependant développer une nouvelle méthode.

6. Conclusion

Au cours du présent document, nous avons développé et comparé plusieurs indices précurseurs de séries macroéconomiques canadiennes. L'exercice effectué nous a permis de constater l'utilité de l'information dégagée par l'*Enquête sur les perspectives des entreprises* de la Banque du Canada pour prévoir les principales données macroéconomiques, notamment la croissance du PIB et l'inflation mesurée par l'IPC total. Des différentes méthodologies utilisées, la méthode par régression s'est avérée clairement supérieure, selon les tests effectués, à la méthode subjective - constituant à appliquer des pondérations *ad hoc* selon l'intuition économique - et à l'analyse en composante principale - qui développe statistiquement une série composée des mouvements communs entre plusieurs variables.

L'indice 5, développé par la méthode de régression et permettant de prévoir un trimestre à l'avance l'inflation trimestrielle annualisée calculée à partir de l'IPC, a permis les meilleurs résultats pour la majorité des tests effectués. Cela dit, malgré l'analyse de stabilité des coefficients concluante et la procédure d'enchaînement décrite à l'annexe 5, on peut se demander si le lien entre l'indice et sa série de référence demeurera constant face à l'évolution future de l'économie canadienne, l'EPE étant jeune. Si l'indice était publié conjointement avec l'EPE, il serait important de surveiller sa robustesse paramétrique et d'analyser son évolution en complément de celle des indicateurs individuels, et non l'inverse.

Plusieurs nouvelles avenues de recherche intéressantes pourront être abordées dans le futur, notamment lorsque les séries chronologiques de l'EPE seront plus longues. Entre autres, le développement d'indices dont le but explicite est de prévoir les changements de tendance pourrait apporter des résultats probants lorsque la période échantillonnale comprendra plusieurs revirements importants.

7. Références

Banque Centrale Européenne(2001). « The information content of composite indicators of the euro area business cycle », ECB Monthly Bulletin, Novembre 2001: 39-50.

Camba-Mendez, G. et Al. (2001). « An Automatic Leading Indicator of Economic Activity: Forecasting GDP Growth for European Countries », *Econometrics Journal*, volume 4 : S56-S90.

Diebold, F.X. et Mariano, R.S. (1994). « Comparing Predictive Accuracy », National Bureau of Economic Research Technical Working Paper no. 169.

DGEFA (2004). « The Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys User Guide ». European Commission – Directorate General Economic and Financial Affairs.

Gauthier, C., Graham, C. et Liu, Y. (2004). « Financial Conditions Indexes for Canada », Document de travail de la Banque du Canada no. 2004-22.

Hamilton, J.D. (1994). *Time Series Analysis*, Princeton, Princeton University Press.

Hansson, J., Jansson, P. et Löf, M. (2003). « Business Survey Data : Do They Help in Forecasting the Macro Economy? », Stockholm, National Institute of Economic Research, Working Paper no. 84.

Joliffe, I.T. (2002). *Principal Component Analysis*, 2^e éd., New York, Springer.

Kennedy, P. (2003). *A Guide to Econometrics*, 5^e éd., Cambridge, The MIT Press.

Martin, M. « L'enquête de la Banque du Canada sur les perspectives des entreprises », *Revue de la Banque du Canada*, Printemps 2004 : 3-19.

Mourougane, I. et Roma, M. (2002). « Can confidence indicators be useful to predict short term real GDP growth? », European Central Bank, Working Paper no.133.

Rabemananjara, R. (2004). *Guide des indicateurs économiques des principaux pays industrialisés*, 1^{ère} édition, Desjardins études économiques.

Sterken, E. (2004). « The Role of the IFO Business Climate Indicator and Asset Prices in German Monetary Policy », CESIFO Working Paper no. 1204.

Stock, J.H. et Watson, M.W. (2002). « Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes », *Journal of Business & Economic Statistics*, Avril 2002, Vol.20 no.2 :147-162.

Annexe 1 – Description détaillée des variables utilisées dans le présent document

A. Séries de référence

1. Écart de production

Différence exprimée en pourcentage entre le produit intérieur brut canadien observé et son potentiel, tel qu'estimé par le modèle ToTEM de la Banque du Canada en décembre 2006 (données internes).

2. PIB total

Produit intérieur brut trimestriel canadien en terme de dépenses, exprimé en dollars enchaînés de 1997 et désaisonnalisé au taux annuel. Série CANSIM : v1992067.

3. PIB des entreprises

Conversion en données trimestrielles du produit intérieur brut mensuel canadien aux prix de base du secteur des entreprises, exprimé en dollars enchaînés de 1997 et désaisonnalisé au taux annuel. Série CANSIM : v14182615.

4. Inflation mesurée par le dégonfleur du PIB

Croissance trimestrielle annualisée du dégonfleur du produit intérieur brut canadien. Série CANSIM : v1997776.

5. Inflation mesurée par l'IPC total

Croissance trimestrielle annualisée de l'indice des prix à la consommation total canadien (contenu du panier de 2001). Le niveau trimestriel de l'IPC est obtenu par conversion de la série mensuelle. Série CANSIM : v735319.

6. Inflation mesurée par l'IPCX

Croissance trimestrielle annualisée de l'indice des prix à la consommation canadien excluant les huit composantes les plus volatiles (contenu du panier de 2001). Le niveau trimestriel de l'IPCX est obtenu par conversion de la série mensuelle. Série CANSIM : v2007197.

B. Variables de l'EPE :

Sept des dix variables tirées de l'enquête sont des soldes d'opinions obtenus à partir de questions qualitatives ordinales, où les répondants choisissent généralement entre trois choix : *négatif*, *semblable* ou *positif*. À partir des pourcentages de répondants se situant dans les différentes catégories, le solde d'opinions s'obtient à partir du calcul suivant :

$$SO = \%Positif - \%Négatif^{21}.$$

²¹ Un autre type d'indicateur très courant obtenu à partir de ce type de questions se nomme « indice de diffusion » et est obtenu par un calcul similaire : $ID = 0,5 \cdot \%Semblable + 1,0 \cdot \%Positif$. Il n'existe pas d'avantage à utiliser une approche par rapport à l'autre, celles-ci étant des transformations monotoniques de la même information. On peut en effet écrire le solde d'opinions en fonction de l'indice de diffusion : $SO = 2 \cdot (ID - 50)$

1. Solde d'opinions quant aux ventes passées

Échantillon : 1997T3 – 2006T4 (38 observations)

Question de l'EPE en mars 2007:

Par rapport à la période de février 2005 à février 2006, le volume des ventes (soit les ventes ajustées pour les variations de prix) au cours des 12 derniers mois a...

- augmenté à un taux plus élevé
- augmenté à un taux moins élevé
- augmenté au même taux
- diminuer²²

2. Solde d'opinions quant aux ventes futures

Échantillon : 1997T3 – 2006T4 (38 observations)

Question de l'EPE en mars 2007:

Par rapport aux 12 derniers mois, le volume des ventes (soit les ventes ajustées pour les variations de prix) au cours des 12 prochains mois devrait...

- augmenter à un taux plus élevé
- augmenter à un taux moins élevé
- augmenter au même taux
- diminuer²²

3. Solde d'opinions quant à l'emploi futur

Échantillon : 1997T3 – 2006T4 (38 observations)

Question de l'EPE en mars 2007 :

Au cours des 12 prochains mois, le nombre d'employés (équivalent à plein temps) au sein de votre entreprise sera...

- plus élevé
- moins élevé
- stable

4. Solde d'opinions quant à l'investissement en machinerie et équipement

Échantillon : 1997T3 – 2006T4 (38 observations)

Question de l'EPE en mars 2007 :

L'accent est mis ici sur le niveau anticipé des investissements par rapport aux 12 derniers mois. Au cours des 12 prochains mois, votre investissement en machinerie et équipement sera..

- plus élevé
- moins élevé
- le même
- non pertinent²³

²² Lorsque les répondants affirment que les ventes ont diminué, les économistes qui rencontrent l'entreprise déterminent avec celle-ci si le momentum correspondant à cette diminution est positif, négatif ou neutre afin de l'inclure dans le solde d'opinion. Une diminution moins marquée qu'à la période précédente équivaut à une réponse positive au niveau du solde d'opinion, et inversement.

²³ Lorsque les firmes ont la possibilité de répondre que cette question ne s'applique pas à eux, elles sont considérées comme ayant répondu « semblable ». Celles-ci étant très peu nombreuses, elles n'ont que peu d'impact sur les soldes d'opinion obtenus.

5. Solde d'opinions quant aux prix des intrants

Échantillon : 1997T3 – 2006T4 (38 observations)

Question de l'EPE en mars 2007 :

Par rapport aux 12 derniers mois, les prix des produits ou services achetés au cours des 12 prochains mois (vos intrants) devraient...

- augmenter à un taux plus élevé
- augmenter à un taux moins élevé
- augmenter au même taux
- diminuer²⁴

6. Solde d'opinions quant aux prix des extrants

Échantillon : 1997T3 – 2006T4 (38 observations)

Question de l'EPE en mars 2007 :

Par rapport aux 12 derniers mois, les prix des produits ou services vendus au cours des 12 prochains mois (vos extrants) devraient....

- augmenter à un taux plus élevé
- augmenter à un taux moins élevé
- augmenter au même taux
- diminuer²⁴

7. Solde d'opinions quant à l'inflation future

Échantillon : 1998T3 – 2006T4 (34 observations)

Question de l'EPE en mars 2007 :

Au cours des 2 prochaines années, quelles sont vos anticipations du taux annuel d'inflation sur la base de l'indice des prix à la consommation ?

- en-dessous de 1%
- entre 1 et 2%
- entre 2 et 3%
- au-dessus de 3%

Nous avons constitué un solde d'opinions à partir de cette question en considérant 2 %, la valeur médiane de la cible d'inflation de la Banque du Canada, comme la valeur centrale logique de la question : les réponses inférieures à 2 % sont soustraites aux réponses supérieures à ce niveau. Avant 2001, il existait un seul intervalle pour classer les attentes situées entre 1 et 3%. Pour cette période, nous avons apposé la moitié des répondants de cette catégorie au-dessus et en-deça de 2 %, ce qui nous semble le meilleur moyen de réconcilier les séries sans les dénaturer.

8. Indice des difficultés à répondre à la demande

Échantillon : 1999T3 – 2006T4 (30 observations)

Question de l'EPE en mars 2007 :

Indiquez la capacité actuelle de votre entreprise à répondre à une augmentation inattendue de la demande ou des ventes.

- Aucune difficulté, car elle fonctionne en deçà des limites de sa capacité de production.
- Quelques difficultés, car elle se rapproche des limites de sa capacité de production ou les a déjà atteintes.
- De sérieuses difficultés, car elle a dépassé les limites de sa capacité de production.

L'indice des difficultés à répondre à la demande est obtenu par le calcul suivant :

$$IDRD = \%Quelques + 2 \cdot \%Sérieuses$$

²⁴ Lorsque les répondants affirment que les ventes ont diminué, les économistes qui rencontrent l'entreprise déterminent avec celle-ci si le momentum correspondant à cette diminution est positif, négatif ou neutre afin de l'inclure dans le solde d'opinion. Une diminution moins marquée qu'à la période précédente équivaut à une réponse positive au niveau du solde d'opinion, et inversement.

9. Pénuries de main-d'œuvre restreignant les capacités

Échantillon : 1997T3 – 2006T4 (38 observations)

Question de l'EPE en mars 2007 :

Votre entreprise fait-elle face à une pénurie de main-d'oeuvre qui limite votre capacité à satisfaire la demande?

- Oui
- Non

L'indicateur est le pourcentage de firmes répondant « oui ».

10. Indice des attentes d'inflation

Échantillon : 1998T3 – 2006T4 (34 observations)

Question de l'EPE en mars 2007 (la même que le solde d'opinions quant à l'inflation future):

Au cours des 2 prochaines années, quelles sont vos anticipations du taux annuel d'inflation sur la base de l'indice des prix à la consommation ?

- en-dessous de 1%
- entre 1 et 2%
- entre 2 et 3%
- au-dessus de 3%

L'indice des attentes d'inflation est obtenu en multipliant la valeur médiane des intervalles d'inflation par le pourcentage des répondants les ayant choisis. Depuis le premier trimestre de 2001, on l'obtient par le calcul suivant, tel que développé par Martin (2004) : $IAI = 0,5 \cdot \%_{]-\infty, 1]} + 1,5 \cdot \%_{]1, 2]} + 2,5 \cdot \%_{]2, 3]} + 3,5 \cdot \%_{]3, \infty]}$. Avant 2001, il existait un seul intervalle pour classifier les attentes situées entre 1 et 3%. Pour cette période, nous avons apposé la valeur médiane de 2 % à cette catégorie.

Annexe 2 – Tableaux

Tableau 1

Résultats des tests ADF de racine unitaire

	N	Structure optimale de décalages	ADF avec Tendance		ADF sans Tendance
			Ho : $(\mu, \beta, \rho) = (0, 0, 1)$	Ho : $(\beta, \rho) = (0, 1)$	Ho : $\rho = 1$
Variables Dépendantes					
Écart de production	38	1	2.3422	3.5129	-2.6286
PIB industriel (exclut les dépenses gouvernementales)					
Niveau trimestriel	37	4	7.4439	8.1591	-2.0375
Croissance trimestrielle	37	0	3.1052	4.5130	-2.8047
PIB total					
Niveau trimestriel	37	1	5.6633	3.4506	-1.3333
Croissance trimestrielle	37	0	4.3834	6.6574	-3.3605
Inflation a/a mesurée par					
IPC	38	1	11.1340	16.6952	-5.8658
IPCX	38	1	11.6886	17.5104	-5.9368
Déflateur du PIB	37	0	6.5670	9.8473	-4.4403
Variables Indépendantes					
Soldes d'opinions					
Ventes passées	38	3	4.7475	7.1166	-3.8370
Ventes futures	38	3	3.7904	5.5605	-3.2748
Emploi futur	38	0	5.6651	8.4967	-3.4026
Investissements en machinerie et équipement	38	0	5.5869	8.3793	-3.6047
Prix des intrants	38	0	6.3417	9.4575	-4.4116
Prix des extrants	38	0	8.1990	12.2274	-4.8970
Inflation future	34	0	5.2681	7.7946	-2.4812
Autres indicateurs					
Indice des difficultés à répondre à la demande	30	7	8.5738	12.1058	-0.1885
Pénuries de main-d'œuvre restreignant les capacités	38	6	1.2230	1.7783	-1.1986
Indice des attentes d'inflation	37	8	1.7884	1.9296	-0.1410
Valeurs critiques			4.8800	6.4900	-2.8900

Équations testées :

- ADF avec tendance : $Y_t = \mu + \beta \cdot t + \rho \cdot Y_{t-1}$

- ADF sans tendance : $Y_t = \mu + \rho \cdot Y_{t-1}$

Tableau 2

Résultats des régressions par moindres carrés ordinaires

<i>Variable dépendante : écart de production (exprimé en pourcentage)</i>		
Variabiles indépendantes	Coefficient	P-Value
Constante	-1.062	0.078
Écart de production (t-1)	0.635	0.000
Écart de production (t-4)	0.316	0.098
Croissance passée des ventes (t-4)	-0.038	0.002
Évolution attendue de l'emploi (t-1)	0.019	0.097
Aptitude à répondre à la demande (t-1)	0.020	0.138
Nombre d'observations utilisables		29
R² ajusté		0.841

<i>Variable dépendante : croissance du PIB total (trimestrielle annualisée)</i>		
Variabiles indépendantes	Coefficient	P-Value
Croissance du PIB total (t-1)	0.459	0.000
Croissance du PIB total (t-3)	-0.249	0.075
Croissance du PIB total (t-4)	0.414	0.000
Croissance passée des ventes (t-1)	0.060	0.047
Croissance passée des ventes (t-2)	-0.090	0.000
Croissance passée des ventes (t-6)	0.047	0.004
Croissance future des ventes (t-2)	0.056	0.000
Nombre d'observations utilisables		31
R² ajusté		0.577

<i>Variable dépendante : croissance du PIB des entreprises (trimestrielle annualisée)</i>		
Variabiles indépendantes	Coefficient	P-Value
Constante	3.362	0.000
Croissance du PIB des entreprises (t-1)	0.721	0.000
Croissance passée des ventes (t-3)	-0.035	0.083
Croissance future des ventes (t-1)	-0.046	0.041
Évolution attendue de l'emploi (t-1)	-0.048	0.094
Nombre d'observations utilisables		34
R² ajusté		0.546

<i>Variable dépendante : Inflation trimestrielle annualisée mesurée par le dégonfleur du PIB</i>		
Variabiles indépendantes	Coefficient	P-Value
Constante	11.024	0.035
Évolution attendue du prix des intrants (t-1)	0.092	0.005
Évolution attendue du prix des extrants (t-4)	-0.050	0.271
Indice des attentes inflationnistes (t-1)	-3.922	0.100
Nombre d'observations utilisables		32
R² ajusté		0.178

<i>Variable dépendante : Inflation trimestrielle annualisée mesurée par l'IPC</i>		
Variabiles indépendantes	Coefficient	P-Value
Constante	16.566	0.000
Inflation mesurée par l'IPC (t-2)	-0.792	0.000
Évolution attendue du prix des intrants (t-1)	0.035	0.098
Indice des attentes inflationnistes (t-1)	-4.787	0.019
Indice des attentes inflationnistes (t-2)	6.871	0.018
Indice des attentes inflationnistes (t-3)	-2.925	0.295
Indice des attentes inflationnistes (t-4)	-4.959	0.008
Nombre d'observations utilisables		30
R² ajusté		0.438

<i>Variable dépendante : Inflation trimestrielle annualisée mesurée par l'IPCX</i>		
Variabiles indépendantes	Coefficient	P-Value
Constante	1.495	0.000
Inflation mesurée par le dégonfleur du PIB (t-4)	0.281	0.089
Solde d'opinions quant à l'inflation future(t-2)	-0.020	0.006
Solde d'opinions quant à l'inflation future(t-3)	0.013	0.053
Nombre d'observations utilisables		33
R² ajusté		0.174

Tableau 3

Deux premières composantes principales des séries de l'EPE liées à l'activité économique et l'inflation

<i>Séries liées à l'activité économique</i>	Composantes Principales	
	1	2
Valeur propre	494.35	190.87
Proportion de la variance totale	59%	23%
Proportion cumulative	59%	82%
Vecteurs propres		
Emploi futur	-0.3725	0.2718
Ventes futures	-0.0113	0.8194
Ventes passées	-0.6613	-0.1991
Investissements en machinerie et équipement	-0.4195	0.2907
Indice des difficultés à répondre à la demande	-0.4394	-0.0377
Pénuries de main-d'œuvre restreignant les capacités	-0.2341	-0.3595
nombre d'observations utilisables		30

<i>Séries liées à l'inflation</i>	Composantes Principales	
	1	2
Valeur propre	911.89	202.31
Proportion de la variance totale	76%	17%
Proportion cumulative	76%	93%
Vecteurs propres		
Indice des attentes d'inflation	-0.0066	0.0002
Prix des Intrants	-0.2070	-0.8600
Prix des Extrants	-0.1797	-0.4353
Inflation future (David Index)	-0.9617	0.2665
nombre d'observations utilisables		37

<i>Toutes les séries</i>	Composantes Principales	
	1	2
Valeur propre	1072.14	430.16
Proportion de la variance totale	55%	22%
Proportion cumulative	55%	76%
Vecteurs propres		
Emploi futur	-0.2499	0.1431
Ventes futures	-0.0190	0.0603
Ventes passées	-0.2740	0.5574
Investissements en machinerie et équipement	-0.2769	0.1426
Indice des difficultés à répondre à la demande	-0.2024	0.3029
Pénuries de main-d'œuvre restreignant les capacités	-0.0762	0.2593
Indice des attentes d'inflation	-0.0055	-0.0021
Prix des Intrants	-0.3024	0.3148
Prix des Extrants	-0.1651	0.2534
Inflation future (David Index)	-0.7874	-0.5680
nombre d'observations utilisables		30

Tableau 4

Corrélations entre les retards des indices développés par ACP et MS et leurs séries de référence potentielles

			Écart de production	Croissance du PIB	Momentum du PIB	Croissance du PIB des entreprises	Momentum du PIB des entreprises	Inflation mesurées par le dégonfleur	Inflation mesurée par l'IPC	Inflation tendancielle
ACP	Indice d'activité économique	t	-0.88	-0.39	0.20	-0.39	0.35	-	-	-
		t-1	-0.84	-0.06	0.36	-0.04	0.45	-	-	-
		t-2	-0.67	0.26	0.32	0.31	0.37	-	-	-
		t-3	-0.43	0.35	0.08	0.40	0.09	-	-	-
		t-4	-0.14	0.35	0.01	0.31	-0.07	-	-	-
	Indice d'inflation	t	-	-	-	-	-	-0.38	-0.41	-0.33
		t-1	-	-	-	-	-	0.10	0.27	0.14
		t-2	-	-	-	-	-	0.21	0.34	0.27
		t-3	-	-	-	-	-	0.24	0.17	0.01
		t-4	-	-	-	-	-	0.29	0.24	0.00
	Indice incluant toutes les séries	t	-0.60	0.01	0.35	-0.01	0.39	-0.46	-0.41	-0.24
		t-1	-0.51	0.27	0.29	0.34	0.43	0.01	0.17	0.17
		t-2	-0.34	0.31	0.04	0.32	-0.03	0.20	0.30	0.36
		t-3	-0.27	0.31	0.01	0.16	-0.15	0.32	0.22	0.16
		t-4	-0.17	0.19	-0.09	0.09	-0.03	0.39	0.33	0.20
MS	Indice d'utilisation des capacités	t	0.77	0.51	-0.24	0.56	-0.29	-	-	-
		t-1	0.75	0.15	-0.38	0.15	-0.52	-	-	-
		t-2	0.58	-0.19	-0.33	-0.25	-0.43	-	-	-
		t-3	0.35	-0.34	-0.12	-0.38	-0.09	-	-	-
		t-4	0.10	-0.36	-0.02	-0.36	0.01	-	-	-
	Indice d'inflation	t	-	-	-	-	-	0.69	0.58	0.30
		t-1	-	-	-	-	-	0.21	0.00	-0.03
		t-2	-	-	-	-	-	-0.11	-0.12	-0.22
		t-3	-	-	-	-	-	-0.33	-0.19	-0.13
t-4	-	-	-	-	-	-0.42	-0.27	-0.14		

Tableau 5

Corrélation des indices et de leur série de référence à des périodes futures

	Série de référence	t	t+1	t+2	t+3	t+4	t+5	t+6
Indices créés par régression	1. Écart de production	0.94	0.93	0.77	0.57	0.31	0.06	-0.10
	2. Croissance du PIB	0.76	0.81	0.52	0.29	0.06	-0.28	-0.16
	3. Croissance du PIB des entreprises	0.84	0.78	0.53	0.38	0.22	0.02	-0.03
	4. Inflation mesurée par le dégonfleur du PIB	0.39	0.51	0.18	0.03	-0.01	-0.20	-0.08
	5. Inflation mesurée par l'IPC	0.00	0.74	0.18	-0.36	0.17	0.27	-0.30
	6. Inflation mesurée par l'IPCX	0.08	0.50	-0.10	-0.11	0.21	0.05	-0.15
Indices créés par ACP	7. Écart de production	-0.88	-0.84	-0.67	-0.43	-0.14	0.08	0.17
	8. Inflation mesurée par l'IPC	-0.41	0.27	0.34	0.17	0.24	0.19	0.10
	9. Écart de production	-0.60	-0.51	-0.34	-0.27	-0.17	-0.10	-0.24
Indices créés par MS	10. Écart de production	0.77	0.75	0.58	0.35	0.10	-0.17	-0.36
	11. Inflation mesurée par le dégonfleur du PIB	0.69	0.21	-0.11	-0.33	-0.42	-0.28	-0.09

Tableau 6

Corrélations roulantes des indices et de leur série de référence

Étendue de la corrélation	Régression						ACP			MS	
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1999T4-2001T3	0.97	0.89	0.94	0.59	0.49	0.60	-0.78	-0.43	-0.18	0.86	-0.39
2000T1-2001T4	0.99	0.80	0.91	0.74	0.78	0.70	-0.93	0.44	-0.74	0.95	-0.51
2000T2-2002T1	0.98	0.86	0.90	0.63	0.81	0.71	-0.95	0.48	-0.71	0.98	-0.38
2000T3-2002T2	0.97	0.79	0.84	0.69	0.85	0.82	-0.93	0.57	-0.67	0.97	-0.81
2000T4-2002T3	0.96	0.73	0.82	0.81	0.85	0.83	-0.89	0.59	-0.57	0.91	-0.72
2001T1-2002T4	0.92	0.72	0.80	0.78	0.90	0.79	-0.79	0.56	-0.43	0.86	-0.73
2001T2-2003T1	0.85	0.74	0.79	0.80	0.86	0.76	-0.74	0.41	-0.44	0.85	-0.78
2001T3-2003T2	0.83	0.77	0.80	0.81	0.85	0.72	-0.69	0.61	-0.47	0.83	-0.79
2001T4-2003T3	0.79	0.65	0.61	0.67	0.87	0.72	-0.68	0.61	-0.53	0.79	-0.51
2002T1-2003T4	0.65	0.72	0.50	0.58	0.68	0.71	-0.59	0.62	-0.56	0.58	-0.43
2002T2-2004T1	0.22	0.71	0.37	0.58	0.66	0.58	-0.13	0.61	-0.05	-0.07	-0.38
2002T3-2004T2	0.46	0.74	0.25	0.54	0.56	0.18	0.03	0.41	0.21	-0.47	-0.37
2002T4-2004T3	0.66	0.77	0.29	0.54	0.49	0.01	-0.41	0.08	-0.18	0.06	-0.38
2003T1-2004T4	0.76	0.68	0.37	0.53	0.49	-0.38	-0.71	0.10	-0.29	0.34	-0.32
2003T2-2005T1	0.73	0.67	0.36	0.39	0.49	-0.50	-0.70	0.24	-0.33	0.19	0.02
2003T3-2005T2	0.76	0.56	-0.06	0.19	0.57	-0.41	-0.72	0.07	-0.66	0.30	0.36
2003T4-2005T3	0.77	0.09	-0.16	0.26	0.51	-0.37	-0.62	-0.10	-0.78	0.52	0.19
2004T1-2005T4	0.55	0.11	-0.07	0.33	0.70	-0.69	-0.72	0.28	-0.86	0.73	0.13
2004T2-2006T1	0.23	-0.11	-0.13	0.27	0.65	-0.40	-0.65	0.29	-0.89	0.85	-0.09
2004T3-2006T2	0.07	-0.20	-0.31	0.40	0.51	-0.36	-0.63	-0.19	-0.83	0.46	-0.15
2004T4-2006T3	0.08	-0.17	0.05	0.46	0.68	-0.02	-0.65	0.17	-0.83	0.48	-0.32
Écart-type	0.29	0.35	0.40	0.19	0.15	0.54	0.24	0.29	0.29	0.38	0.32

Tableau 7

Tests de causalité de Granger

	A	B	H0 : A ne cause pas B par Granger				H0 : B ne cause pas A par Granger			
			p	n	Stat. F	P-Value	p	n	Stat. F	P-Value
Rég.	Indice 1	Écart de production	1	29	19.56	0.000***	1	29	5.00	0.034**
	Indice 2	Croissance du PIB	1	31	23.53	0.000***	1	29	0.00	0.981
	Indice 3	Croissance du PIB des entreprises	1	34	14.00	0.001***	1	34	6.49	0.016**
	Indice 4	Inflation mesurée par le dégonfleur du PIB	1	32	7.92	0.009***	3	30	5.86	0.004***
	Indice 5	Inflation mesurée par l'IPC	1	30	33.74	0.000***	1	30	14.13	0.001***
	Indice 6	Inflation mesurée par l'IPCX	1	32	10.31	0.003***	3	29	10.95	0.000***
ACP	Indice 7	Écart de production	2	28	2.28	0.125	2	28	2.94	0.073*
	Indice 8	Inflation mesurée par l'IPC	1	33	3.51	0.071*	1	30	0.19	0.669
	Indice 9	Écart de production	2	28	0.07	0.929	1	29	0.68	0.418
MS	Indice 10	Écart de production	2	28	0.31	0.735	1	29	0.51	0.482
	Indice 11	Inflation mesurée par le dégonfleur du PIB	1	32	0.10	0.756	1	32	2.73	0.109

*, ** et *** : résultats significatifs à 90, 95 et 99 %, respectivement

Tableau 8

Comparaison des prévisions récursives obtenues à l'aide de divers modèles

		Indices créés par régression					Indices créés par ACP			Indices créés par MS		
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
Échantillon des RMCE communes		01T2 - 06T4	00T4 - 06T3	00T1 - 06T4	99T4 - 06T3	01T2 - 06T4	00T1 - 06T4	00T1 - 06T4	00T1 - 06T4	00T1 - 06T4	00T1 - 06T4	99T3 - 06T3
RMCE (Racine de la moyenne du carré des erreurs)	Indice	0,493	1,243	1,530	2,733	1,683	1,086	0,668	3,182	1,070	1,199	4.141
	Naïf	0,639	1,847	1,781	3,907	3,469	1,784	0,696	3,432	0,696	0,696	3.907
	% Indice	129,6%	148,6%	116,4%	143,0%	206,2%	164,4%	104,2%	107,9%	65,0%	58,0%	94,3%
	Stat. DM ¹	-1,281	-2,383	-0,851	-1,713	-3,739	-3,347	0,544	-0,720	2,706	2,846	0,299
	P-Value	0,214	0,026**	0,403	0,098*	0,001***	0,003***	0,593	0,481	0,014**	0,010**	0,768
	AR(p)	0,508	1,820	1,676	3,344	2,646	1,338	0,506	2,499	0,506	0,506	3.344
	% Indice	103,1%	146,5%	109,5%	122,4%	157,2%	123,3%	75,7%	78,5%	47,3%	42,2%	80,8%
	Stat. DM ¹	-0,176	-2,321	-0,465	-1,424	-2,622	-0,933	1,983	1,253	2,986	3,025	1,224
P-Value	0,862	0,029**	0,646	0,166	0,016**	0,363	0,058*	0,221	0,006***	0,005***	0,231	
Écart-type de la série de référence		1,083	1,535	1,825	3,170	2,508	1,152	1,232	2,252	1,232	1,232	3,121

*, ** et *** : résultats significatifs à 90, 95 et 99 %, respectivement

1. La statistique présentée correspond au test de Diabold-Mariano modifié pour prendre en compte l'échantillon fini. Il s'agit de la version quadratique du test pour un horizon de prévision d'une période à l'avance.

Modèles utilisés : Indices 1 à 7 : $Y_{t+1} = X_t \beta + \varepsilon_{t+1}$ (voir tableau 3);

Indices 8 à 11 : $Y_{t+1} = \alpha + \beta \cdot \text{Indice}_t + \varepsilon_{t+1}$;

AR(p) : $Y_{t+1} = \rho Y_t + \dots + \rho Y_{t-p+1} + \varepsilon_{t+1}$;

Modèle naïf : $Y_{t+1} = Y_t + \varepsilon_{t+1}$.

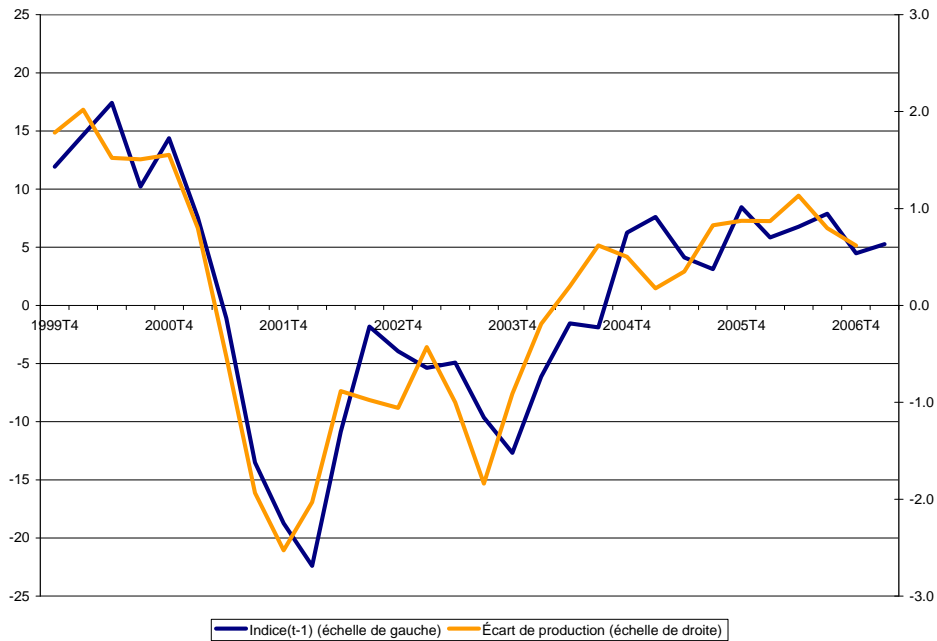
Tableau 9

Taux de mouvements de même signe des indices et de leur série de référence de 2000T1 à 2006T3

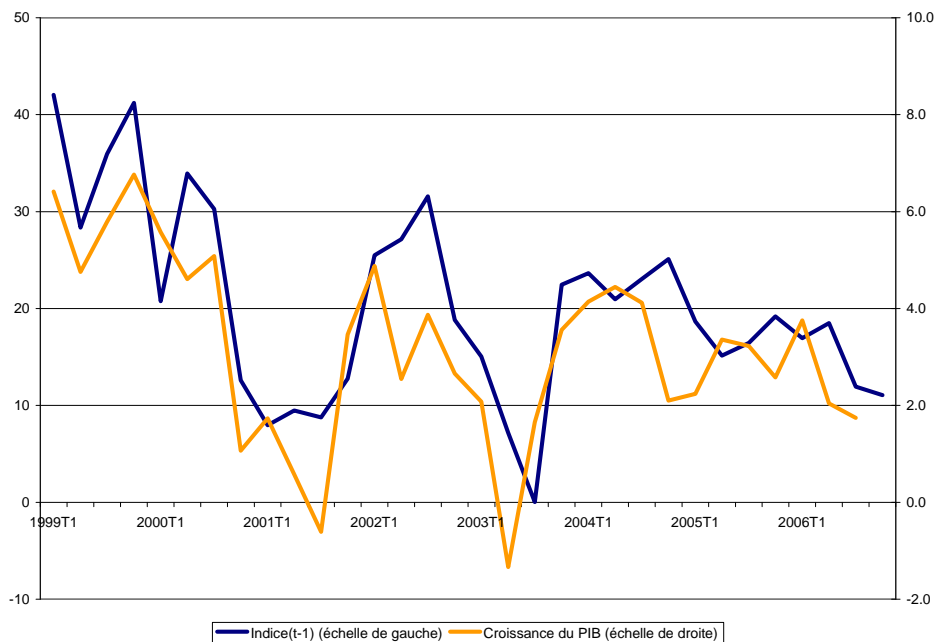
		%
Indices créés par régression	Indice 1	55.6%
	Indice 2	44.4%
	Indice 3	37.0%
	Indice 4	59.3%
	Indice 5	74.1%
	Indice 6	63.0%
Indices créés par analyse en composantes principales	Indice 7	48.1%
	Indice 8	51.9%
	Indice 9	37.0%
Indices créés par méthodologie subjective	Indice 10	59.3%
	Indice 11	55.6%

Annexe 3 – Graphiques des indices et de leur série de référence²⁵
A. indices développés par régression

Écart de production

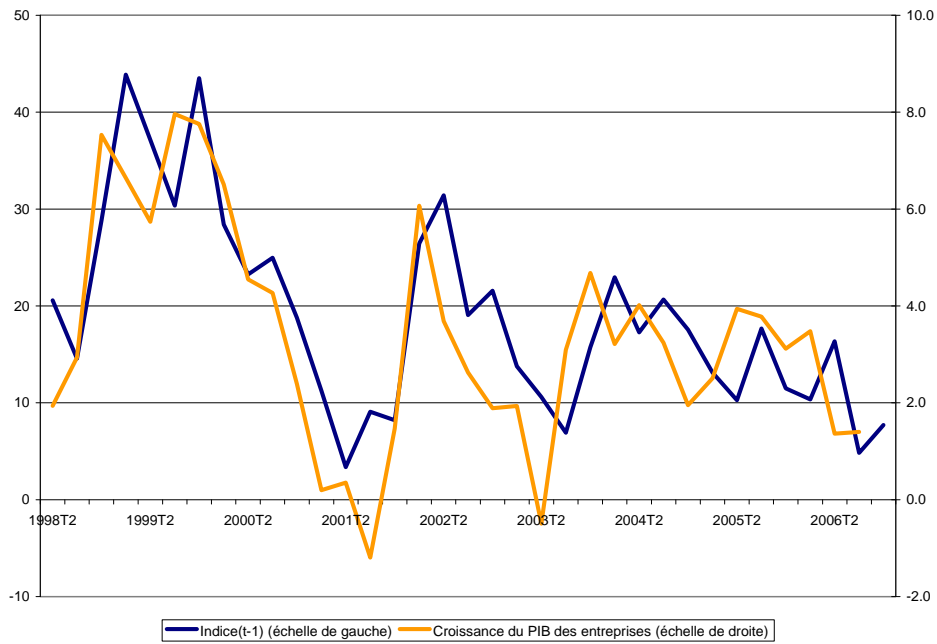


Croissance du PIB

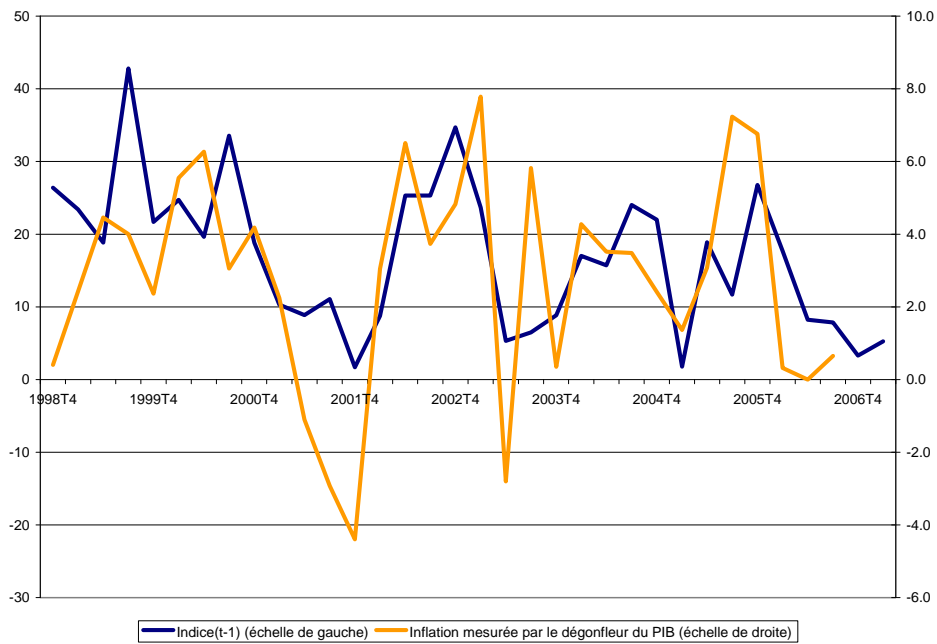


²⁵ Il est à noter que les indices étant constitués de variables décalées, ils peuvent être calculés une période avant la série de référence. Afin de mieux cerner les co-mouvements, les indices ont été présentés ici en coïncidence avec la série de référence.

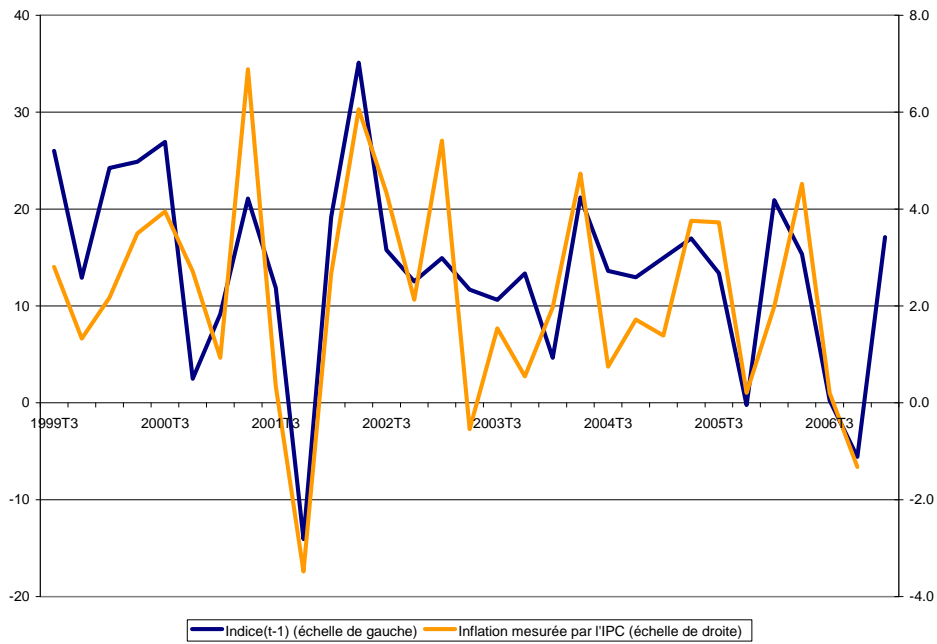
Croissance du PIB du secteur des entreprises



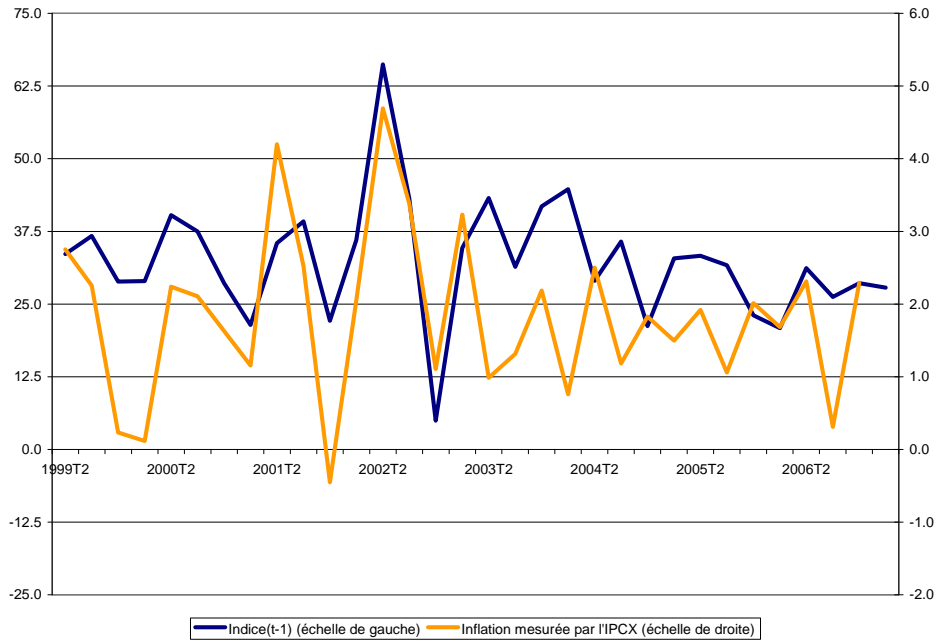
Inflation trimestrielle annualisée mesurée par le dégonfleur du PIB



Inflation trimestrielle annualisée mesurée par l'IPC

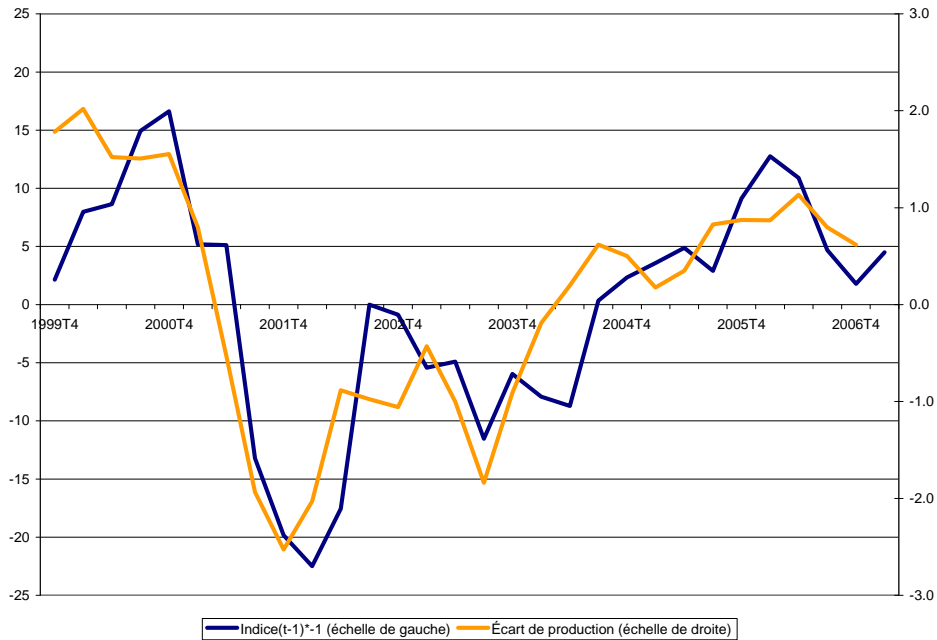


Inflation trimestrielle annualisée mesurée par l'IPCX

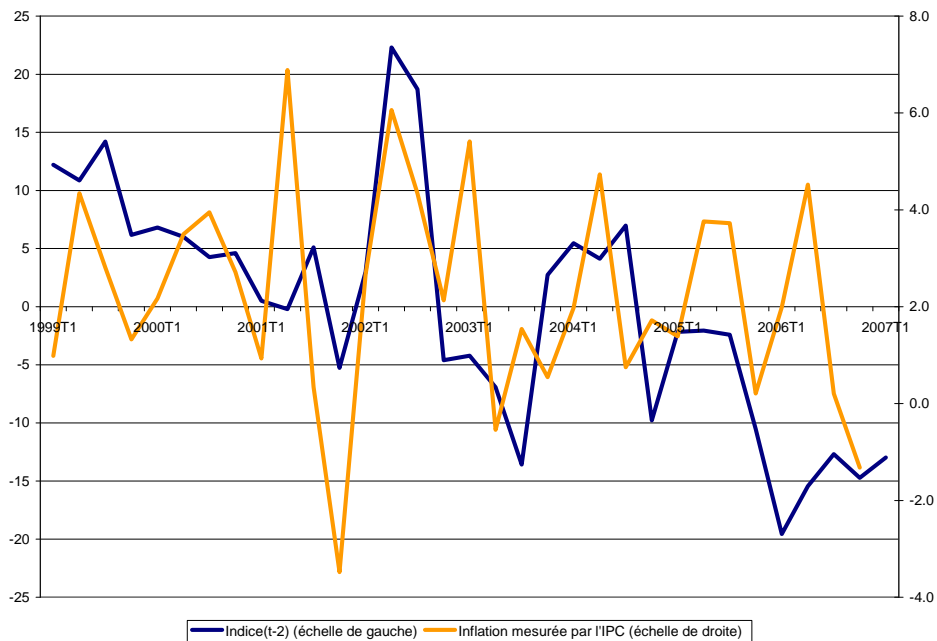


B. Indices développés par analyse en composante principale

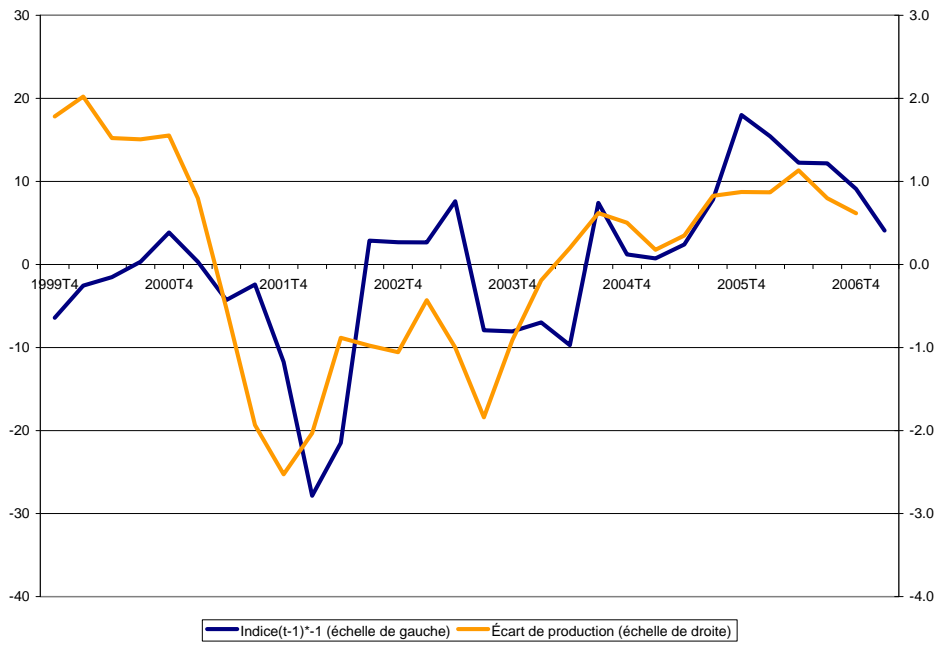
Indice des séries de production



Indice des séries d'inflation

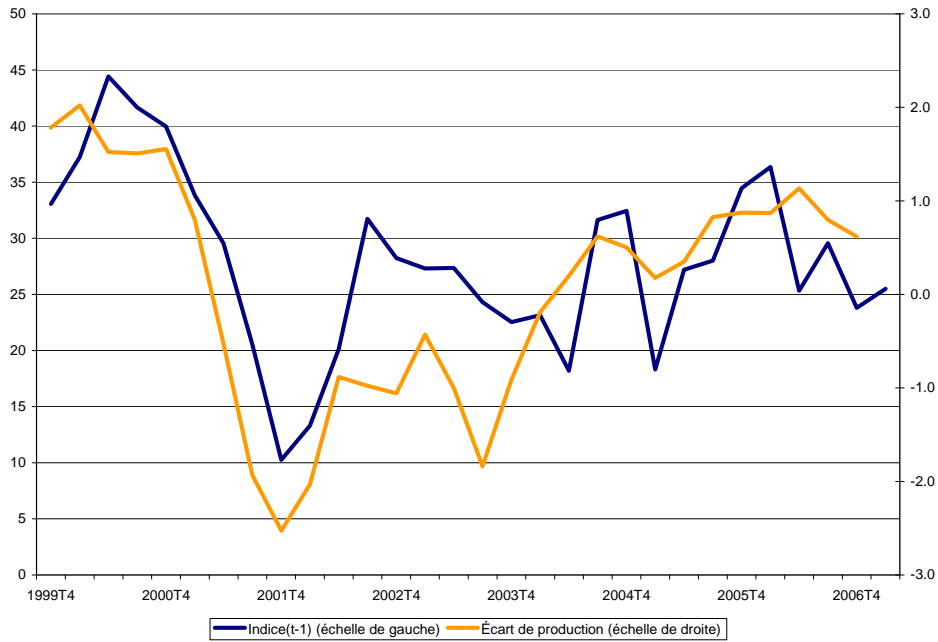


Indice de l'ensemble des séries

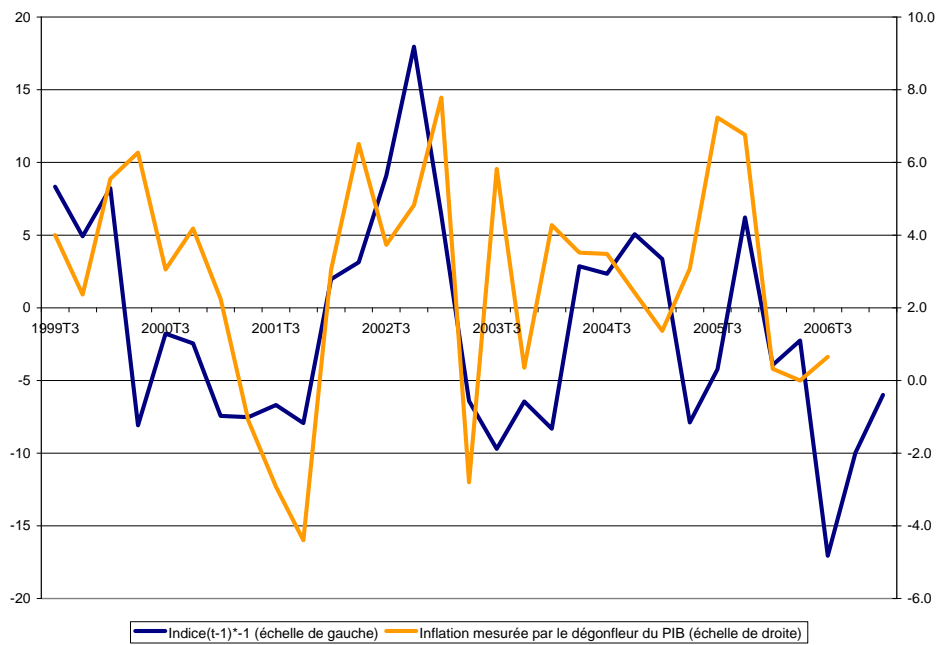


C. Indices développés par méthode subjective

Indice de la capacité de production

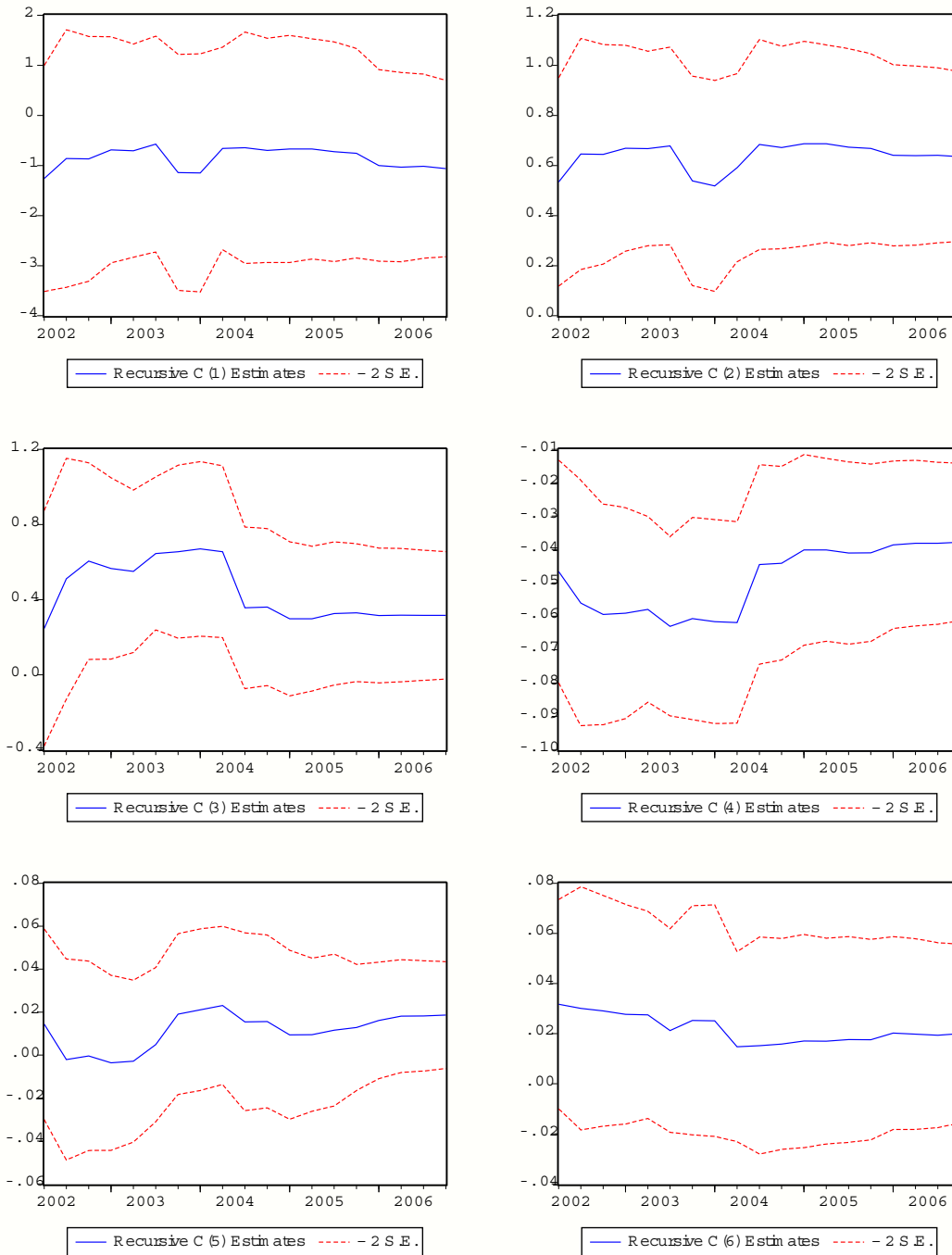


Indice d'inflation

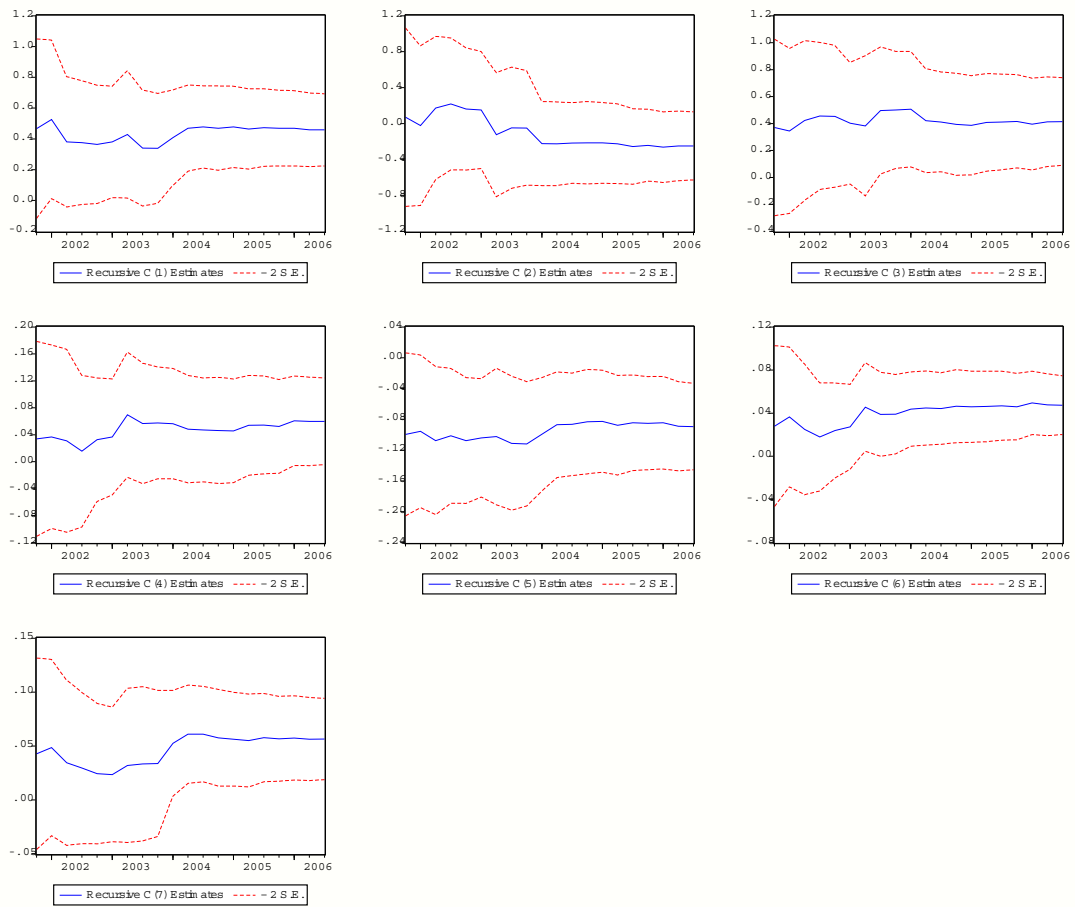


Annexe 4 - Tests de stabilité des coefficients par les moindres carrés récursifs

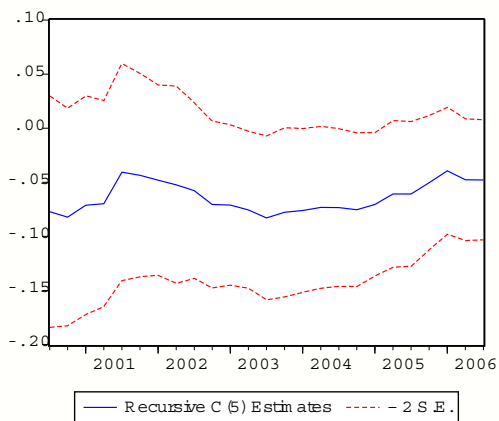
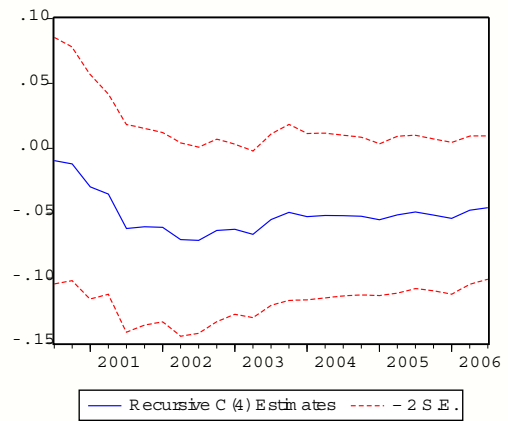
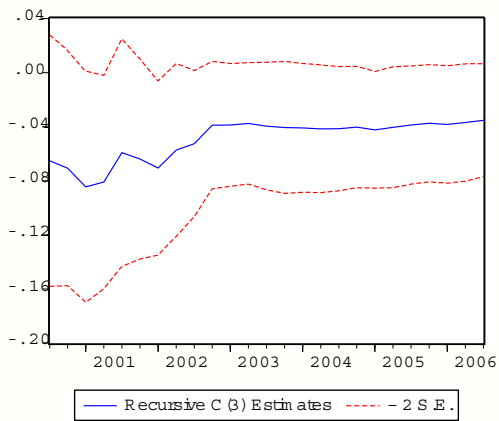
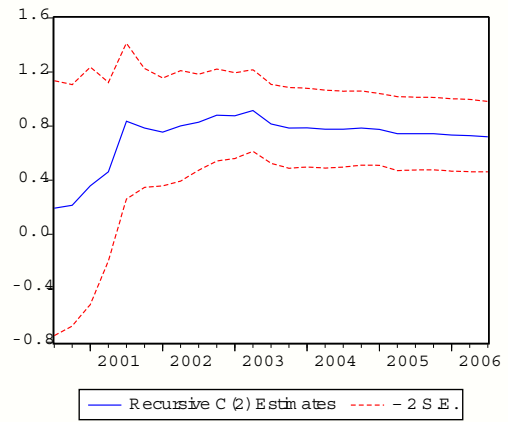
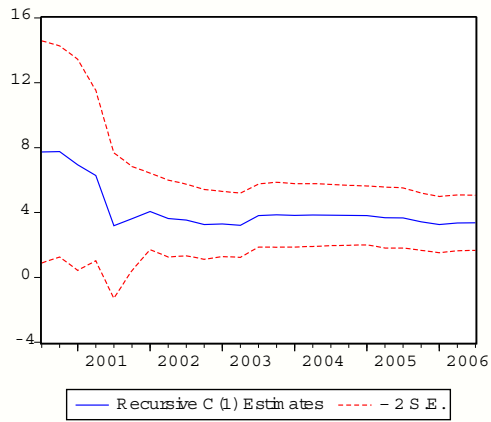
Écart de production



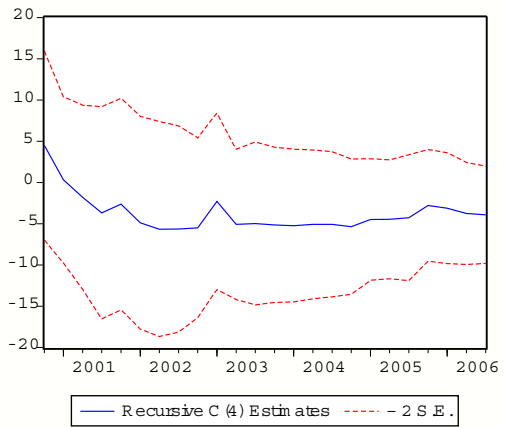
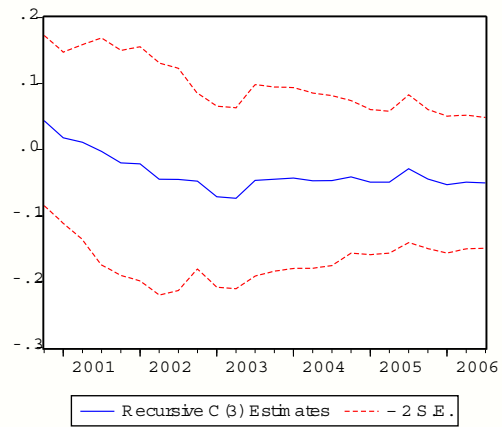
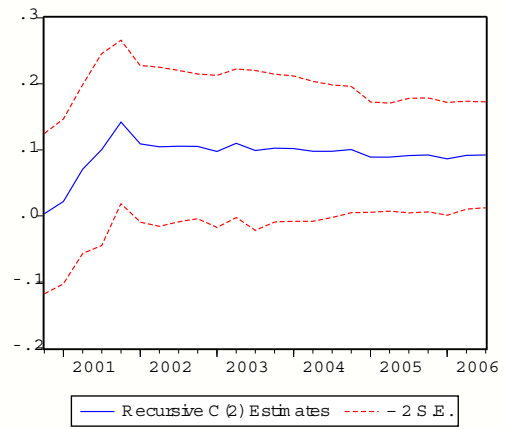
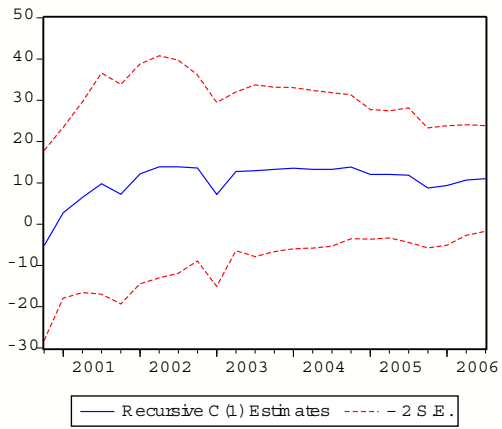
Croissance du PIB



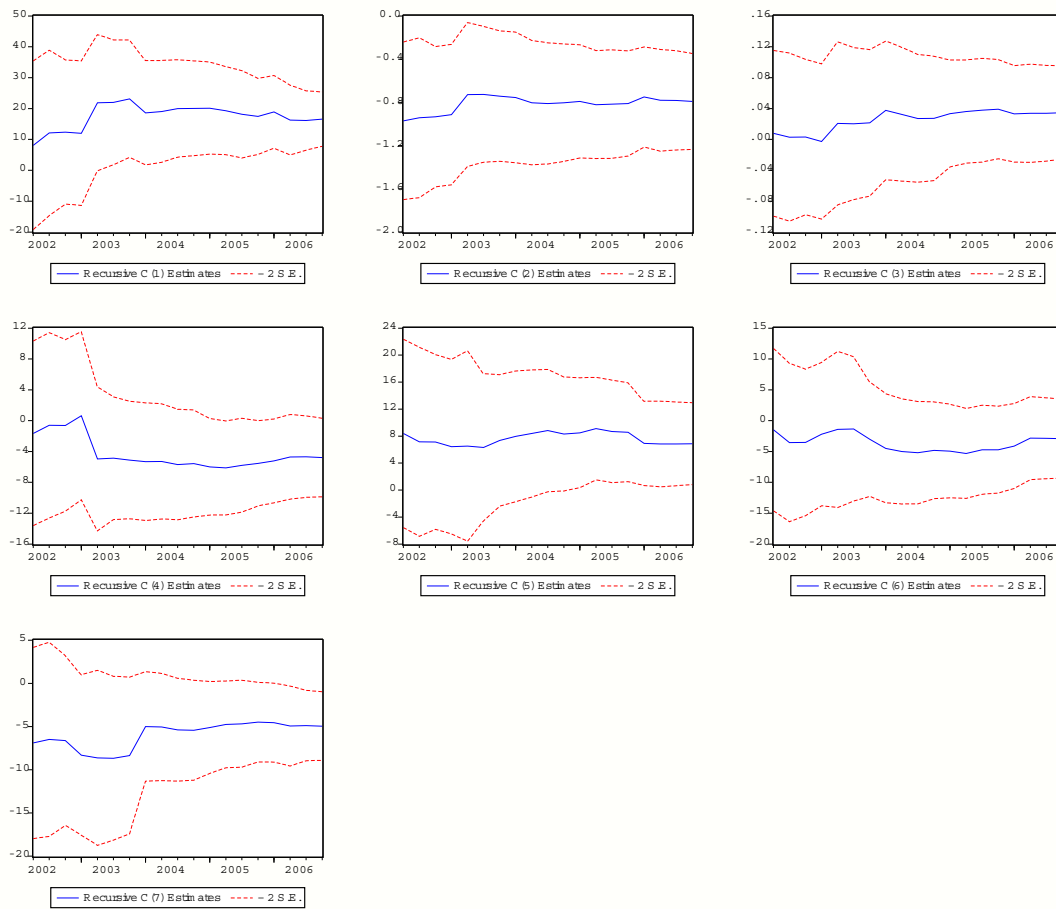
Croissance du PIB des entreprises



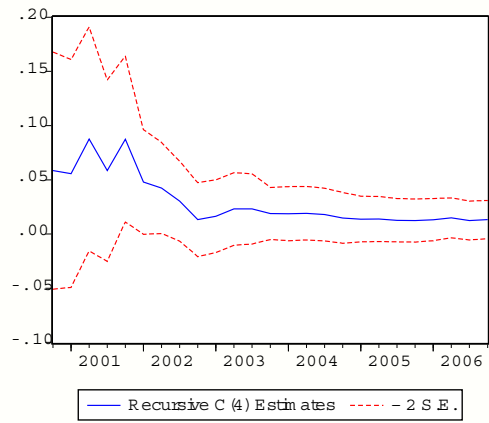
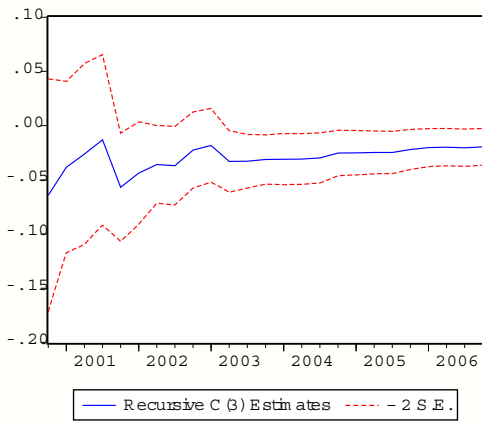
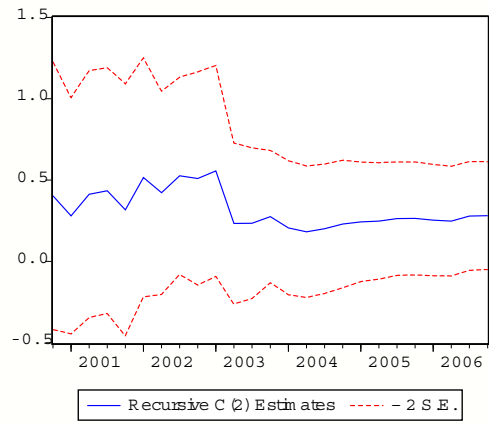
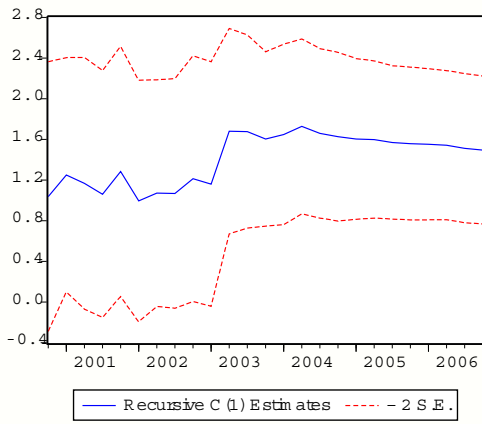
Inflation mesurée par le dégonfleur du PIB



Inflation mesurée par l'IPC



Inflation mesurée par l'IPCX



Annexe 5 – Procédure d'enchaînement de l'indice

Cet annexe présente la procédure permettant d'enchaîner l'indice par rapport à sa valeur du premier trimestre de 2006.

$$\hat{Y}_{2006t2} = \hat{\beta}_1^{2006t1} + \hat{\beta}_2^{2006t1} Y_{2005t4} + \hat{\beta}_3^{2006t1} SO_{PI-2006t1} + \dots$$

représente la partie prévue de l'inflation trimestrielle mesurée par l'IPC en 2006T2, telle qu'estimée avec l'information disponible au premier trimestre de 2006. L'indice obtenu par la méthode développée en 3.1.1 est donné par :

$$Indice_{2006t1} = \left(\frac{\hat{Y}_{2006t2}}{\sigma(\hat{Y})^{2006t1}} \right) * 10,$$

où la moyenne et l'écart-type de \hat{Y} sont calculés avec l'ensemble de l'information disponible au premier trimestre de 2006. L'indice non-enchaîné (INE) développé un an plus tard est obtenu de façon similaire :

$$\hat{Y}_{2007t2} = \hat{\beta}_1^{2007t1} + \hat{\beta}_2^{2007t1} Y_{2006t4} + \hat{\beta}_3^{2007t1} SO_{PI-2007t1} + \dots$$

$$INE_{2007t1} = \left(\frac{\hat{Y}_{2007t2}}{\sigma(\hat{Y})^{2007t1}} \right) * 10.$$

La valeur de l'indice ainsi obtenu est sans attache avec celle du premier trimestre de 2006, les coefficients de la régression et l'écart-type de \hat{Y} ayant changé. Pour procéder à l'enchaînement, on calcule l'indice qu'on aurait obtenu en 2006T1 avec la nouvelle information disponible un an plus tard :

$$\hat{Y}'_{2006t2} = \hat{\beta}_1^{2007t1} + \hat{\beta}_2^{2007t1} Y_{2005t4} + \hat{\beta}_3^{2007t1} SO_{PI-2006t1} + \dots$$

$$Indice'_{2006t1} = \left(\frac{\hat{Y}'_{2006t2}}{\sigma(\hat{Y})^{2007t1}} \right) * 10.$$

On détermine ensuite le ratio de l'INE par rapport à sa valeur équivalente de 2006T1 :

$$\omega_{2007t1} = \frac{INE_{2007t1}}{Indice'_{2006t1}}.$$

On applique finalement ce paramètre à l'indice de 2006T1 pour trouver la valeur enchaînée de l'indice de 2007T1 :

$$Indice_{2007t1} = \omega_{2007t1} \cdot Indice_{2006t1}.$$