

Un nouvel indicateur synthétique mensuel résumant le climat des affaires dans les services en France

Matthieu Cornec* et Thierry Deperraz**

Le nouvel indicateur synthétique mensuel présenté dans cet article constitue un résumé de l'information contenue dans l'enquête de conjoncture dans les services. Il est obtenu par extraction d'un signal commun à trois séries de fréquence mensuelle et trois de fréquence trimestrielle. L'approche retenue pour le construire relève du cadre de l'analyse factorielle dynamique. L'indicateur synthétique est le résultat de l'estimation d'un modèle à composantes inobservables.

L'indicateur synthétique peut être appliqué aux trois sous-secteurs couverts par l'enquête de conjoncture dans les services (services aux entreprises, services aux particuliers et activités immobilières). Son examen confirme la reprise de l'activité dans l'ensemble des services à partir de la mi-2003. Cette reprise apparaît hésitante au deuxième semestre 2004 et semble s'essouffler début 2005.

Cet indicateur peut être utilisé par le conjoncturiste pour actualiser sa prévision de la production trimestrielle de services au mois le mois et non plus seulement au trimestre le trimestre. En outre, il contient une information spécifique par rapport à l'indicateur synthétique du climat des affaires dans l'industrie manufacturière et contribue ainsi à la prévision du Pib.

* Insee, Division Synthèse conjoncturelle.

** Insee, Division Enquêtes de conjoncture.

Nous remercions Karine Berger, Xavier Bonnet, Hélène Erkel-Rousse, Fabrice Lengart, Philippe Scherrer ainsi que deux relecteurs anonymes pour leurs précieux commentaires. Les erreurs qui pourraient subsister relèvent de notre seule responsabilité. La rédaction de cet article a été achevée en mai 2006.

Jusqu'à la fin des années 1990, l'analyse conjoncturelle s'appuyait très largement sur les informations qualitatives et quantitatives relatives au secteur manufacturier. En particulier, elle exploitait assez peu les indicateurs concernant le secteur des services. Ce décalage, qui par le passé pouvait s'expliquer par l'abondance relative d'informations statistiques portant sur l'industrie, est en train de s'estomper. En effet, une place très importante est désormais accordée aux services dans le système statistique français, en raison notamment de leur rôle déterminant dans la compréhension des évolutions de court terme. Bouton et Erkel-Rousse (2003) ont montré que l'enquête de conjoncture dans les services est complémentaire de l'enquête dans l'industrie et permet d'améliorer la prévision du taux de croissance trimestriel du Pib. En plus des soldes d'opinion de l'enquête dans les services, leur étude mobilise un indicateur synthétique trimestriel extrait à l'aide d'une analyse factorielle statique.

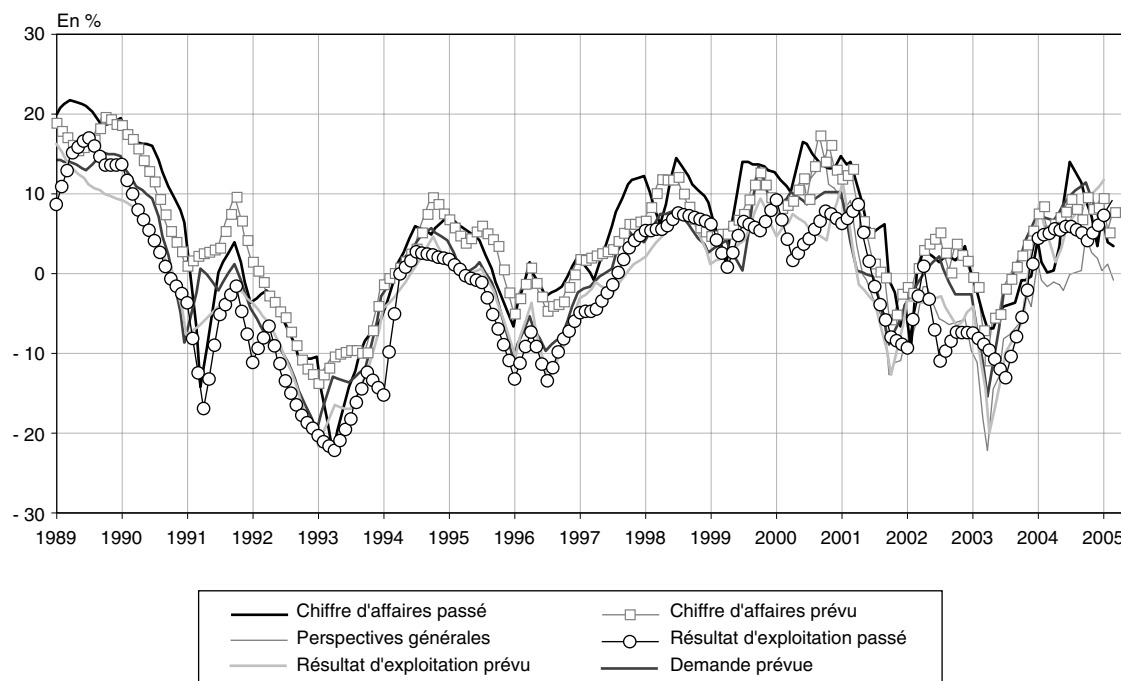
Depuis septembre 2004, l'Insee publie chaque mois les résultats de son enquête de conjoncture dans les services ainsi qu'un indicateur synthétique résumant l'information contenue dans cette enquête. Cet indicateur mensuel

représente l'information commune aux six principaux soldes d'opinion de l'enquête (cf. graphique I). Ces six soldes d'opinion présentent des fluctuations communes, ce qui suggère d'en extraire un signal – ou facteur – commun. Pour cela, chaque solde est représenté par la somme de deux termes : le premier terme obéissant à une dynamique commune à l'ensemble des séries (le facteur commun), le second, orthogonal au premier, étant une composante spécifique à chaque série.

Ainsi, l'indicateur synthétique est calculé dans le cadre de l'analyse factorielle dynamique, mise en œuvre dans de nombreuses études, en particulier par Geweke (1977), Sargent et Sim (1977), Stock et Watson (1989). Doz et Lengart (1999) l'ont appliquée à l'enquête de conjoncture de l'Insee dans l'industrie.

Comme dans l'industrie, l'indicateur synthétique dans les services s'interprète comme une mesure du climat des affaires tel qu'il est perçu par les chefs d'entreprise. Il enrichit la panoplie des indicateurs de court terme ; en particulier il contient une information spécifique par rapport à l'indicateur synthétique dans l'industrie manufacturière. Il peut être appliqué aux trois sous-secteurs (services aux

Graphique I
Les six soldes d'opinion pris en compte dans l'analyse factorielle



LECTURE : le solde d'opinion correspond à la différence entre le pourcentage d'entrepreneurs ayant répondu positivement à une question donnée et le pourcentage d'entrepreneurs ayant répondu négativement. Ces soldes apparaissent corrélés entre eux, ce qui justifie la recherche d'une tendance commune. Par exemple, le coefficient de corrélation entre les soldes CAPA et REPA vaut 0,95.

Source : enquête de conjoncture dans les services, soldes d'opinion CVS, Insee.

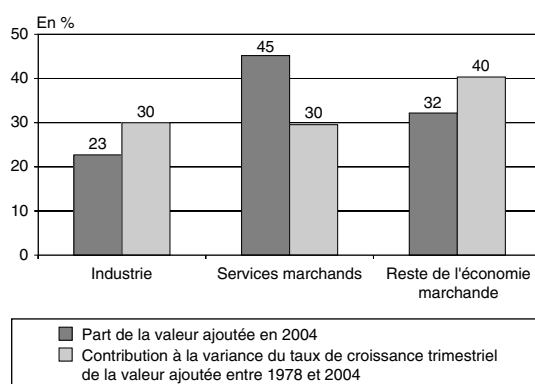
entreprises, services aux particuliers et activités immobilières) couverts par l'enquête de conjoncture dans les services, ce qui permet d'affiner le diagnostic conjoncturel. Il permet enfin de quantifier le diagnostic conjoncturel, et peut notamment être utilisé pour prévoir le taux de croissance trimestriel de la production de services. Il contribue également à prévoir l'évolution trimestrielle du Pib, en complément de l'indicateur synthétique dans l'industrie manufacturière.

Du fait de sa contribution aux évolutions de la valeur ajoutée, le secteur des services est déterminant pour saisir la conjoncture

Deux raisons principales pouvaient expliquer que jusqu'à la fin des années 1990, les conjoncturistes aient privilégié les résultats des enquêtes de conjoncture dans l'industrie au détriment des informations provenant des autres secteurs :

- d'une part, les conjoncturistes se préoccupent surtout des variations du taux de croissance de la valeur ajoutée et à ce titre l'industrie apparaît comme un secteur intéressant : bien qu'elle pèse moins que les services dans la valeur ajoutée marchande, son activité, plus fluctuante que celle des services, explique 30 % de la variance

Graphique II
Répartition de la valeur ajoutée marchande et de la variance de son taux de croissance



Lecture :
23 (industrie) + 45 (services) + 32 (reste) = 100 (valeur ajoutée marchande en 2004)

30 (industrie) + 30 (services) + 40 (reste) = 100 (variance du taux de croissance de la valeur ajoutée entre 1978 et 2004)

Champ : la valeur ajoutée marchande (VA) est calculée sur les postes « EB » à « EP » de la nomenclature économique de synthèse (NES), c'est-à-dire hors : agriculture (EA) ; éducation, santé, action sociale (EQ) ; administration (ER). L'industrie recouvre les postes EB à EG de la NES, les services marchands les postes EM à EP. La partie « reste de l'économie marchande » comprend : la construction (EH), le commerce (EJ), les transports (EK) et les services financiers (EL).

Source : Comptes nationaux trimestriels, données en volume aux prix de 2000, Insee.

du taux de croissance trimestriel de cette valeur ajoutée (cf. graphique II) ;

- d'autre part, pour des raisons historiques, le suivi de la conjoncture dans l'industrie est assuré par un plus grand nombre d'indicateurs que dans les autres secteurs de l'économie, ces indicateurs étant en outre disponibles sur une période plus longue.

Cependant, en France, comme dans l'ensemble des économies développées, les services marchands occupent une place de plus en plus importante (cf. tableaux 1 et 2) :

- ce secteur représente aujourd'hui 45 % de la valeur ajoutée marchande ;

Tableau 1
Décomposition de la valeur ajoutée marchande

	Décomposition de la valeur ajoutée...	
	... entre 1978 et 1982	... entre 2000 et 2004
Industrie	25	23
Services marchands	40	45
1. Services aux entreprises	17	21
2. Services aux particuliers	9	7
3. Activités immobilières	14	17
Reste de l'économie marchande	36	32
Ensemble de l'économie marchande	100	100

Source : Comptes nationaux trimestriels, données en volume aux prix de 2000, Insee.

Tableau 2
Décomposition de l'emploi salarié marchand

	Décomposition de l'emploi salarié...	
	... entre 1978 et 1982	... entre 2000 et 2004
Industrie	41	27
Services marchands	20	35
Services aux entreprises	11	21
Services aux particuliers	7	12
Activités immobilières	1	2
Reste de l'économie marchande	40	39
Ensemble de l'économie marchande	100	100

Source : Département de l'emploi et des revenus d'activité, Insee.

- il explique 30 % des variations de cette valeur ajoutée entre 1978 et 2004 (1), soit autant que l'industrie (cf. graphique II) ;

- entre 1980 et 2004, sa part dans les effectifs salariés des secteurs concurrentiels a progressé de 15 points, passant de 20 % à 35 %, en lien notamment avec l'externalisation de certaines fonctions dans l'industrie et le développement de l'intérim.

Il semble donc important de s'intéresser plus précisément à l'activité dans les services. L'enquête de conjoncture dans les services qu'effectue l'Insee depuis 1988 (cf. encadré 1) apparaît alors comme un outil privilégié. Dans cet article, le secteur des services marchands correspondra au champ de cette enquête, aussi dénommée, dans la suite, enquête *Services*. Il comprend les services aux entreprises (postes et télécommunications, conseil et assistance, services opérationnels), les services aux particuliers (hôtels et restaurants, activités récréatives, culturelles et sportives, services personnels) et les activités immobilières (promotion, gestion et location immobilières). Ce secteur pourra être aussi appelé secteur des services, en omettant la référence à son caractère marchand.

L'enquête de conjoncture dans les services constitue une source d'information précieuse pour capter les fluctuations infra-annuelles dans ce secteur

Les questions posées dans l'enquête *Services* portent à la fois sur le passé proche et sur les anticipations des entrepreneurs. Elles permettent de capter les évolutions de court terme, de rendre compte de la situation courante et de prévoir le trimestre à venir. En outre, le questionnaire est suffisamment riche et varié pour donner une vision assez complète de la conjoncture dans les services, les entrepreneurs étant interrogés sur l'activité, l'emploi, les prix, etc.

Les enquêtes de conjoncture apportent des indications précoces sur le passé récent et les perspectives d'évolution à court terme du comportement des acteurs économiques pour chaque grand secteur d'activité. En effet, leur conception favorise la rapidité d'obtention des résultats, ceux-ci étant publiés à la fin du mois de collecte. Ainsi, elles sont des sources d'informations économiques rapidement disponibles, avant les indicateurs quantitatifs infra-annuels (2) (comptes nationaux trimestriels, indices de chiffres d'affaires, effectifs salariés, etc.). Enfin, leurs résultats sont soumis à de très faibles révi-

sions : les résultats bruts sont révisés lors de la publication de l'enquête suivante, en prenant en compte les réponses tardives ; les séries corrigées des variations saisonnières sont légèrement révisées chaque année lorsque les coefficients saisonniers sont réestimés.

L'interprétation des résultats de ces enquêtes peut être rendue difficile pour au moins deux raisons :

- d'une part, un même solde d'opinion (3) peut présenter au mois le mois une évolution volatile, rendant malaisée sa lecture ;

- d'autre part, un mois donné, les soldes d'opinion peuvent afficher des fluctuations opposées.

La réponse proposée consiste à résumer l'information commune aux principaux soldes d'opinion issus de l'enquête de conjoncture dans les services à travers un indicateur synthétique. Cet indicateur, plus lisible que les soldes considérés séparément, facilite l'interprétation des résultats de l'enquête. En outre, l'approche retenue pour le construire permet de tenir compte de la fréquence hétérogène des séries.

L'indicateur synthétique mensuel permet bien d'appréhender la conjoncture dans les services

La recherche d'indicateurs synthétiques a déjà été explorée dans le cadre de l'enquête mensuelle de conjoncture auprès des industriels. La solution apportée est d'extraire un indicateur synthétique qui facilite la lecture des résultats de l'enquête (Doz et Lengart, 1995 et 1999). Chaque solde d'opinion s'écrit comme la somme d'un terme qui suit une dynamique commune à tous les soldes d'opinion étudiés et d'un terme propre à la série considérée. L'objectif consiste alors à estimer par analyse factorielle cette composante commune, qui correspond à l'indicateur synthétique publié tous les mois dans les *Informations rapides*. Cet indicateur présente

1. De 1978 à 1990, l'industrie et les services marchands expliquent respectivement 29 % et 28 % des évolutions de la valeur ajoutée marchande. De 1991 à 2004, leur contribution gagne 3 points et s'élève respectivement à 32 % et 31 %. Parallèlement, la contribution du reste de l'économie marchande aux évolutions de cette valeur ajoutée diminue de 6 points entre ces deux périodes.

2. L'information conjoncturelle produite par l'Insee est accessible sur le site internet de l'Institut : www.insee.fr. Depuis la page d'accueil, cliquer sur « Conjoncture » puis « Indicateurs de conjoncture ».

3. La notion de solde d'opinion est définie dans l'encadré 1.

l'avantage d'être un signal plus aisément interprétable, car unique et moins volatil que les soldes d'opinion (Doz et Lengart, 1995).

Dans le cadre de l'enquête *Services*, six soldes d'opinion sont pris en compte pour construire un indicateur synthétique (Casaux, Cornec, Deperraz et Lefebvre, 2004) (cf. encadré 1). La méthodologie utilisée pour le construire est analogue à celle mise en œuvre dans l'industrie. Cependant, l'extraction d'un tel indicateur

à partir des résultats de l'enquête *Services* se heurte à trois difficultés particulières :

- les séries étudiées n'ont pas toutes la même fréquence (trois séries sont mensuelles, les trois autres sont trimestrielles) ;

- certaines séries changent de fréquence en cours de période (les soldes d'opinion sur le chiffre d'affaires passé et le chiffre d'affaires prévu deviennent mensuelles à partir de juin 2000) ;

Encadré 1

L'ENQUÊTE MENSUELLE DE CONJONCTURE DANS LES SERVICES

Présentation de l'enquête

L'Insee effectue depuis janvier 1988 une enquête d'opinion auprès des entreprises de services marchands. Le champ publié recouvre les services aux entreprises hors activités de courrier, télécommunications et administration d'entreprise ; les services aux particuliers ; les activités immobilières.

Cette enquête était initialement trimestrielle. Depuis juin 2000, la plupart des questions sont posées mensuellement. Leurs résultats sont publiés tous les mois depuis septembre 2004.

Les questions posées

Chaque mois, les entreprises sont interrogées sur l'évolution de leur activité au cours des trois derniers mois ainsi que sur leurs perspectives d'activité pour les trois prochains mois. Les entrepreneurs donnent aussi leur sentiment sur l'évolution générale de leur secteur. L'Insee leur demande également de juger l'évolution récente et future de leurs effectifs et des prix de vente de leurs prestations. Une fois par trimestre, les entrepreneurs des services répondent à des questions complémentaires, portant notamment sur l'évolution récente et future de leur résultat d'exploitation.

Les questions posées sont qualitatives et pour la plupart trimodales (par exemple : chiffre d'affaires « en hausse », « stable » ou « en baisse »). La liste complète des questions est donnée dans la note méthodologique de l'enquête disponible sur le site internet de l'Insee (www.insee.fr, cliquer sur « Conjoncture » puis « Indicateurs de conjoncture » et « Autres indicateurs »).

Présentation des résultats

Dans un premier temps, les données individuelles des entreprises d'une même strate élémentaire sont agrégées en utilisant un système de pondération issu des réponses individuelles aux questions structurelles. La donnée structurelle utilisée comme pondération dépend de la question. Selon le cas, il s'agit des

effectifs de l'entreprise, de son chiffre d'affaires total ou de son chiffre d'affaires par type de prestation. Chaque strate élémentaire correspond au croisement entre un secteur fin d'activité de services, exprimé dans la nomenclature d'activité française à 700 postes (NAF 700), et d'une tranche de taille, délimitée par deux seuils de chiffres d'affaires.

Dans un second temps, les résultats ainsi obtenus au niveau des strates élémentaires sont agrégés en utilisant un système de pondérations reflétant l'importance relative de chacune des strates élémentaires dans l'ensemble du champ de l'enquête. Ce système de pondérations est entièrement fondé sur des données extérieures à l'enquête (*Enquête Annuelle d'Entreprise* ou source fiscale). On retrouve ainsi une structure proche de la structure des services en France au sens du champ de l'enquête.

Les résultats sont présentés sous la forme de soldes d'opinion. Un solde d'opinion est la différence entre le pourcentage pondéré de réponses « en hausse » et le pourcentage pondéré de réponses « en baisse ». Les séries publiées sont corrigées des variations saisonnières (CVS). Lorsque la série ne présente pas de caractère saisonnier, la série CVS est identique à la série brute. L'interprétation des résultats est fondée sur l'évolution des séries plutôt que sur leur niveau. Les soldes d'opinion peuvent également être commentés en comparaison à leur moyenne de longue période afin de tenir compte du comportement de réponse usuel des chefs d'entreprise.

Les six soldes d'opinion retenus dans l'analyse factorielle

Il s'agit d'extraire un signal commun aux six principaux soldes d'opinion issus de l'enquête de conjoncture dans les services : chiffre d'affaires passé, chiffre d'affaires prévu, perspectives générales, résultat d'exploitation passé, résultat d'exploitation prévu, demande prévue. Les trois premières séries sont mensuelles depuis juin 2000 tandis que les trois autres sont restées trimestrielles. De plus, la question sur les perspectives générales a été introduite en juin 2000. Ces soldes d'opinion sont corrigés des variations saisonnières (CVS).

- le solde d'opinion sur les perspectives générales d'activité n'existe pas avant juin 2000.

L'analyse factorielle statique n'est donc pas adaptée à ce cas. À l'instar de Doz et Lengart (1995, 1999), nous traitons ce problème dans le cadre de l'analyse factorielle dynamique. En effet, ce cadre méthodologique est suffisamment général pour prendre en compte des séries de fréquence différente ainsi que des ruptures de fréquence (cf. encadré 2). L'indicateur synthétique ainsi obtenu s'interprète comme une mesure du climat conjoncturel dans les services tel qu'il est perçu par les chefs d'entreprise. Il offre un signal précoce sur l'activité économique et constitue un outil précieux pour le diagnostic conjoncturel.

Cet indicateur synthétique est robuste à différentes spécifications

La question de la robustesse du nouvel indicateur est essentielle. En effet, il est souhaitable qu'il présente des propriétés en partie indépendantes des spécifications ou de la méthode utilisée. Il apparaît également important qu'il soit peu révisé au cours du temps. La robustesse de l'indicateur synthétique dans les services peut d'abord être examinée sous les angles de sa sensibilité à la modélisation *ARMA* et à la période d'estimation.

Le facteur commun a été estimé en utilisant différentes modélisations *ARMA* (p, q) avec p et q compris entre 0 et 3. Ces différentes estimations ne présentent pas de différence graphiquement visible. De même, lorsque la période d'estimation commence en 1991 ou en 1997, ou bien lorsque la série des perspectives générales n'est pas utilisée dans l'analyse, les écarts graphiquement visibles sont extrêmement faibles (les données et graphiques correspondant à ces calculs sont disponibles sur demande auprès des auteurs).

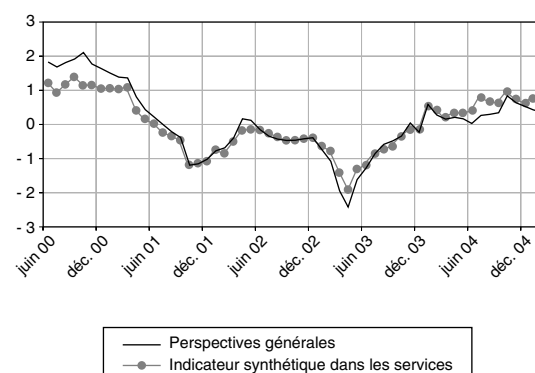
Signe de sa robustesse, l'indicateur synthétique dans les services est très peu sensible à l'ordre de la représentation *ARMA* testée, ainsi qu'à la période d'estimation retenue. Par ailleurs, la série sur les perspectives générales n'étant pas disponible avant 2000, on pourrait craindre que ce défaut d'information biaise l'estimation. Il n'en est rien : l'indicateur calculé sans les perspectives générales est très proche de l'indicateur fondé sur six soldes d'opinion. Pour autant, la série des perspectives générales apparaît utile au calcul du facteur commun. En effet, elle est bien corrélée avec les autres soldes et permet de disposer d'un solde d'opinion mensuel supplémen-

taire : on mobilise ainsi davantage d'information pour actualiser l'indicateur au mois le mois.

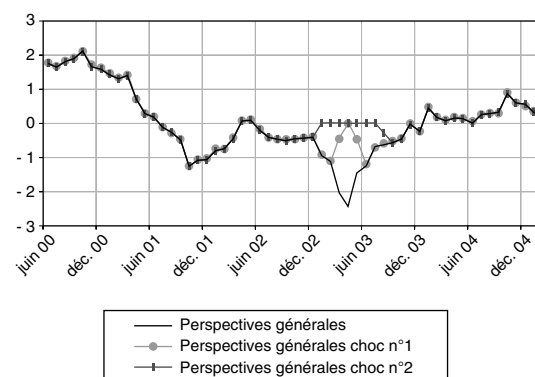
La ressemblance entre l'indicateur synthétique et le solde d'opinion sur les perspectives générales d'activité (cf. graphique III-A) suggère que ce

Graphique III
Réponse de l'indicateur synthétique à un choc sur la série des perspectives générales d'activité

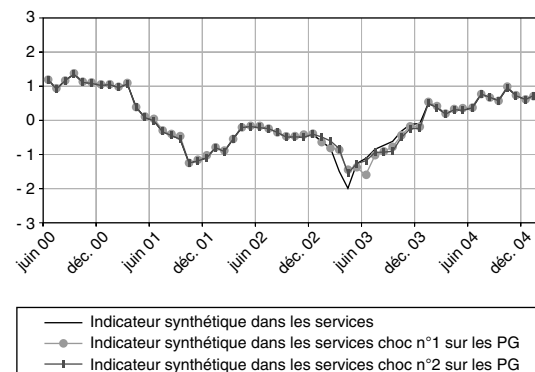
A – Perspectives générales et indicateur synthétique dans les services



B – Solde d'opinion sur les perspectives générales avec et sans choc



C – Indicateur synthétique avec un choc sur les perspectives générales (PG)



Lecture : les séries sont centrées-réduites c'est-à-dire qu'elles ont subi une transformation affine de telle sorte que leur moyenne soit nulle et leur écart-type égal à 1.

Source : Insee, enquête de conjoncture dans les services et calcul des auteurs.

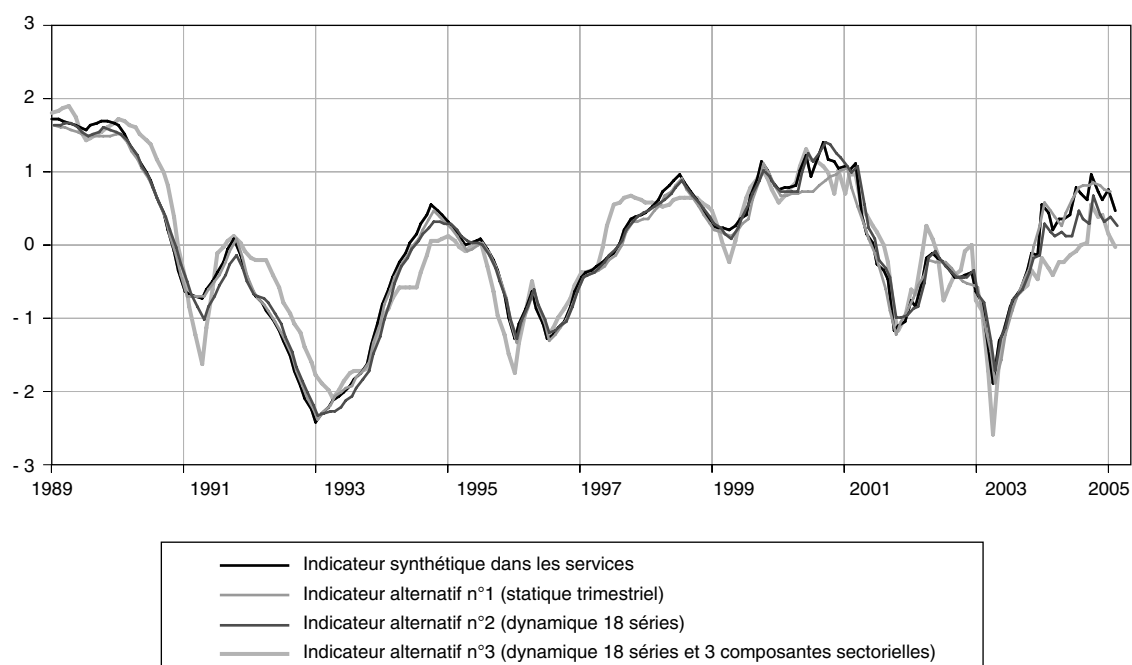
dernier constitue lui-même un bon résumé des résultats de l'enquête *Services*. Ce constat pourrait faire croire que l'indicateur synthétique ne fait que reproduire ce solde d'opinion. Ce n'est pas le cas puisqu'un choc appliqué aux perspectives générales n'est que partiellement reflété dans l'évolution de l'indicateur synthétique (cf. graphiques III-B et III-C). Cette simulation contribue à justifier l'intérêt de l'indicateur pour la mesure du climat des affaires dans les services.

Par ailleurs, l'indicateur synthétique services (ISS) apparaît très proche d'indicateurs alternatifs extraits à partir de trois modèles diffé-

rents (cf. tableau 3 et graphique IV). Lorsqu'on modifie le modèle à composantes inobservables sous-jacent, tout en restant dans le cadre de l'analyse factorielle, on obtient des signaux très voisins. Cette comparaison confirme la robustesse de l'indicateur services par rapport aux spécifications du modèle.

Le premier indicateur alternatif (ISS_STA) est le résultat d'une analyse factorielle *statique* sur les séries *trimestrielles*. Il est donc lui-même trimestriel et utilise uniquement cinq soldes d'opinion, car l'analyse statique ne permet pas d'utiliser la question sur les perspectives géné-

Graphique IV
Comparaison de différents indicateurs synthétiques



Lecture : les séries sont centrées-réduites c'est-à-dire qu'elles ont subi une transformation affine de telle sorte que leur moyenne soit nulle et leur écart-type égal à 1.

Source : Insee, enquête de conjoncture dans les services et calculs des auteurs.

Tableau 3
Nombre de séries, nombre de paramètres et dimension du vecteur d'état des quatre modèles d'analyse factorielle estimés

	Indicateur	Nombre de séries	Nombre de paramètres à estimer	Dimension du vecteur d'état
Indicateur synthétique services	ISS (1)	6	21	9
Premier indicateur alternatif	ISS_STA (2)	5	10	Sans objet
Deuxième indicateur alternatif	ISS_DYN_2 (1)	18	57	21
Troisième indicateur alternatif	ISS_DYN_3 (1)	18	78	24

1. Indicateurs dynamiques mensuels.
2. Indicateur statique trimestriel.

Lecture : les paramètres à estimer comprennent les pondérations (λ_i) , l'écart-type des innovations (σ_i) , les paramètres du modèle ARMA(2,1) suivi par le facteur commun $(\lambda_1, \lambda_2, \theta)$, le coefficient autorégressif des résidus (ρ_i) . Par exemple, dans le cas du deuxième indicateur alternatif ISS_DYN_2, les 57 paramètres du modèle sont : $(\lambda_i)_{i=1...18}, (\sigma_i)_{i=1...18}, \lambda_1, \lambda_2, \theta, (\rho_i)_{i=1...18}$, soit $(18 \cdot 3 + 3) = 57$ paramètres. Le vecteur d'état représente l'état latent de la conjoncture dans les services. Cet état est a priori inconnu mais il est relié aux variables observées, les soldes d'opinion, grâce auxquelles il peut être estimé (cf. encadré 2).

Encadré 2

MÉTHODOLOGIE DE LA CONSTRUCTION DE L'INDICATEUR SYNTHÉTIQUE DANS LES SERVICES

Le modèle à composantes inobservées

À chaque mois t , chaque solde d'opinion i s'exprime comme la somme de deux composantes inobservées :

- un terme $\lambda_i F_t$ proportionnel au facteur commun F_t ;
- une composante u_{it} spécifique au solde d'opinion i considéré, également appelée résidu.

La dynamique du facteur commun et des composantes spécifiques est modélisée par un processus *ARMA* (processus autorégressif avec moyenne mobile, cf. Hamilton (1994) ou Gouriéroux et Monfort, 1997). Cette dynamique a été représentée par un modèle *ARMA*(2,1) tandis qu'un modèle *AR*(1) a été retenu pour représenter la dynamique des résidus. Les paramètres du modèle sont estimés au moyen du filtre de Kalman. Cette approche est suffisamment flexible pour prendre en compte les séries de fréquence variable issues de l'enquête *Services*. L'indicateur synthétique est l'espérance du facteur commun conditionnelle à l'information passée. L'application du filtre de Kalman à des séries temporelles est notamment décrite par Hamilton (1994) et par Kim et Nelson (1999), qui l'illustrent à travers plusieurs exemples concrets. D'autres méthodologies (non paramétriques) ont été proposées pour construire des indicateurs synthétiques à partir d'un grand nombre de séries, notamment par Forni *et al.* (1998, 2000) et Stock et Watson (2002).

Ainsi, on obtient le modèle paramétrique suivant :

$$\begin{cases} y_{it} = \lambda_i F_t + u_{it} \\ F_t = \varphi_1 F_{t-1} + \varphi_2 F_{t-2} + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1} \\ u_{it} = \rho_i u_{it-1} + \varepsilon_{it} \end{cases}$$

(ε_t) et (ε_{it}) sont les innovations de (F_t) et de (u_{it}) respectivement ; (ε_t) et (ε_{it}) sont des bruits blancs gaussiens indépendants de variance respective 1 et σ_i^2 . En effet, le facteur commun F_t étant défini à une constante multiplicative près, on pose : $V(\varepsilon_t) = 1$ afin de rendre le modèle identifiable. y_{it} représente la valeur du i^{e} solde d'opinion ($i = 1 \dots 6$) au mois t . Les soldes d'opinion sont corrigés des variations saisonnières et centrés réduits. Les paramètres à estimer sont : $\lambda_i, \varphi_1, \varphi_2, \theta, \sigma_i, \rho_i$.

Rappelons que :

- ce modèle est mensuel ;
- toutes les variables ne sont pas observées chaque mois (par exemple, les séries trimestrielles sont observées tous les trois mois) ;
- avant juin 2000 (date de mensualisation de l'enquête), seules les séries trimestrielles sont observées ;
- le solde d'opinion sur les perspectives générales n'est disponible qu'à partir de juin 2000.

Représentation espace-état du modèle latent

Ce modèle à composantes inobservées admet une représentation dite espace-état linéaire (cf. Hamilton (1994) ou Kim et Nelson (1999) pour une présentation générale des modèles espace-état), qui rend le calcul de la vraisemblance plus aisé. À l'aide de cette représentation, il sera possible d'utiliser le filtre de Kalman pour calculer la vraisemblance du modèle.

$$\begin{aligned} y_t &= Z_t \alpha_t \quad (\text{équation de mesure}) \\ &_{(n_t,1)} \quad_{(n_t,9)(9,1)} \\ \alpha_t &= A \alpha_{t-1} + R \eta_t \quad (\text{équation d'état}) \\ &_{(9,1)} \quad_{(9,9)(9,1)} \quad_{(9,7)(7,1)} \\ \alpha_1 &\sim N(0, \Sigma) \quad (\text{condition initiale}) \end{aligned}$$

Les dimensions des vecteurs et matrices de cette représentation espace-état sont indiquées entre parenthèses. Dans cette représentation :

y_t est le vecteur colonne des soldes d'opinion observés pour chaque mois t ; la dimension n_t de ce vecteur change au cours du temps car les séries trimestrielles sont observées seulement un mois sur trois. Ainsi, avant juin 2000, la dimension de y_t est égale à 0 ou à 5 selon le mois tandis qu'à partir de juin 2000, elle vaut 3 (soldes d'opinion sur le chiffre d'affaires passé, le chiffre d'affaires prévu et les perspectives générales) ou 6 (soldes d'opinion sur le chiffre d'affaires passé, le chiffre d'affaires prévu, les perspectives générales, le résultat d'exploitation passé, le résultat d'exploitation prévu et la demande prévue) ;

Encadré 2 (suite)

Z_t est la matrice de mesure ; le nombre de lignes de Z_t est égal au nombre d'observations au mois t et varie donc en fonction du temps. Par exemple,

$$Z_t = \begin{pmatrix} \lambda_1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \lambda_2 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \lambda_3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \lambda_4 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ \lambda_5 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ \lambda_6 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \text{ lorsque les 6 soldes sont observés}$$

ou

$$Z_t = \begin{pmatrix} \lambda_1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \lambda_2 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \lambda_3 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} \text{ lorsque seuls les 3 soldes mensuels sont observés ;}$$

$\alpha_t = (F_t, F_{t-1}, \varepsilon_t, U_t)'$ est le vecteur d'état, son contenu dépend étroitement du processus ARMA retenu pour le facteur commun et les résidus, α_t est de taille 9 ;

$u_t = (u_{1t}, \dots, u_{6t})'$ est le vecteur des résidus ;

$$\eta_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ \varepsilon_{1t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{6t} \end{pmatrix} ; A = \begin{pmatrix} \varphi_1 & \varphi_2 & -\theta & & & & & & \\ 1 & 0 & 0 & & 0 & & & & \\ 0 & 0 & 0 & & 0 & & & & \\ & & & \rho_1 & & & & & \\ 0 & & & & \ddots & & & & \\ & & & & & \rho_6 & & & \end{pmatrix} ; R = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 0 \\ 1 & 0 \\ 0 & Id(6) \end{pmatrix} ; \text{Var}(\eta_t) = D = \begin{pmatrix} 1 & & 0 \\ & \sigma_1^2 & 0 \\ 0 & & \ddots \\ & 0 & & \sigma_6^2 \end{pmatrix}$$

Représentation espace-état du modèle observé

La représentation espace-état du modèle mensuel latent ne permet pas d'appliquer le filtre de Kalman directement car la matrice Z_t est nulle deux mois sur trois de janvier 1988 à juin 2000. Cependant, il est possible de changer la fréquence du modèle et d'obtenir des séries temporelles irrégulières. On obtient alors un modèle observé $y_{t'}$ avec :

$t' = \text{janvier 1988, avril 1988, juillet 1988, octobre 1988 ... janvier 2000, avril 2000, juin 2000, juillet 2000 ... janvier 2005, février 2005 (dernière observation utilisée dans cet article)}$.

Les nouvelles dates t' correspondent aux mois où une variable au moins est observée. Soit t_0 le mois à partir duquel on dispose d'observations mensuelles ($t_0 = \text{juin 2000}$). Le modèle observé admet aussi une représentation espace-état :

$$y_{t'} = Z_{t'} \alpha_{t'}$$

$$\alpha_{t'} = A_{t'} \alpha_{t'-1} + \chi_{t'}$$

où :

$y_{t'}$ est le vecteur colonne des soldes d'opinion pour chaque mois t' , sa dimension n'est jamais nulle ;

$\alpha_{t'}, u_{t'}, Z_{t'}$ sont inchangés ;

$(\chi_{t'})$ est un bruit blanc ;

Pour $t' \leq t_0$, $A_{t'} = A^3$, $\text{Var}(\chi_{t'}) = RDR' + ARDR'A' + A^2RDR'A'^2$; les matrices $A_{t'}$ et $\text{Var}(\chi_{t'})$ se déduisent du modèle latent en exprimant α_t en fonction de α_{t-3} : $\alpha_t = A^3\alpha_{t-3} + R\eta_t + AR\eta_{t-1} + A^2R\eta_{t-2}$;

Pour $t' > t_0$, $A_{t'} = A$, $\text{Var}(\chi_{t'}) = \text{Var}(R\eta_{t'}) = RDR'$.

Ainsi, contrairement à la première représentation, $A_{t'}$ et $\text{Var}(\chi_{t'})$ dépendent du temps.

Le filtre de Kalman est un algorithme itératif qui permet de calculer la vraisemblance du modèle, cf. Hamilton (1994). Pour l'initialisation du filtre, nous choisissons simplement $\alpha_1 \sim N(0, Id(9))$ plutôt que la solution stationnaire de l'équation d'état. Ce choix est effectué pour son avantage en temps de calcul et le fait que l'estimateur ainsi construit est asymptotiquement équivalent à l'estimateur du maximum de vraisemblance.

rales introduite en juin 2000. Cet indicateur est notamment utilisé dans Bouton et Erkel-Rousse (2003) en complément de l'indicateur synthétique dans l'industrie afin de prévoir les variations trimestrielles du Pib français. La ressemblance entre ISS et ISS_STA est d'autant plus remarquable que le second n'intègre pas les perspectives générales.

Les principaux avantages de l'analyse factorielle dynamique sont :

- la possibilité d'actualiser l'indicateur chaque mois à partir des nouvelles informations disponibles ;
- sa capacité à combiner des séries de fréquences différentes.

Le *deuxième indicateur alternatif* dynamique (ISS_DYN_2) est fondé sur le même modèle à composantes inobservées que ISS. Cependant, au lieu d'utiliser les six soldes d'opinion relatifs à l'ensemble des services, il utilise les 18 séries portant sur les sous-secteurs des services (six séries pour chacun des trois sous-secteurs : activités immobilières, services aux entreprises, services aux particuliers). Ce deuxième indica-

teur alternatif est également très proche de l'indicateur synthétique à 6 soldes.

Comme le précédent, le *troisième indicateur alternatif* (ISS_DYN_3) est extrait des 18 séries sectorielles au moyen d'une analyse factorielle dynamique. Cependant, il est fondé sur un modèle à composantes inobservées plus élaboré, dans lequel chaque solde d'opinion est la somme de trois termes : une composante commune à l'ensemble des services, une composante sectorielle et une composante spécifique. Ainsi, ce modèle comporte trois facteurs sectoriels en plus d'un facteur commun à toutes les séries. Chaque solde d'opinion y_{ijt} s'écrit :

$$y_{ijt} = \lambda_{ij} F_t + \mu_{ij} F_{jt} + u_{ijt}, \text{ où } i = 1 \dots 6 \text{ décrit les six soldes d'opinion, } j = 1 \dots 3 \text{ décrit les trois sous-secteurs des services. Chaque facteur sectoriel est modélisé par un processus } AR(1) :$$

$F_{jt} = \gamma_j F_{jt-1} + \varepsilon_{jt}$ où $j = 1 \dots 3$.

$$F_{jt} = \gamma_j F_{jt-1} + \varepsilon_{jt} \text{ où } j = 1 \dots 3.$$

Ce troisième indicateur alternatif s'écarte toutefois parfois des trois autres, notamment en fin de période.

Encadré 2 (suite)

Estimation des paramètres

Les paramètres sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance. On obtient les estimations suivantes pour la dynamique $ARMA(2,1)$ suivie par le facteur commun, dans le cas de l'ensemble des services marchands :

$$F_t = \underset{(écart-type)}{1,90} F_{t-1} - \underset{(0,05)}{0,91} F_{t-2} + \varepsilon_t - \underset{(0,09)}{0,87} \varepsilon_{t-1}$$

L'annexe 1 contient les résultats détaillés des estimations.

Définition de l'indicateur synthétique

Une fois les paramètres estimés, l'indicateur synthétique dans les services (ISS) peut être calculé. Cet indicateur correspond à l'espérance conditionnelle du facteur commun connaissant l'information jusqu'à la date t : $ISS_t = \hat{F}_{t|t} = E(F_t | I_t)$.

Discussion des résultats statistiques

Les coefficients estimés semblent présenter une racine unitaire dans la représentation $ARMA$ du facteur commun. Cette observation est déjà soulignée par Doz et Lengart (cf. Doz et Lengart, 1999). Bien que les tests usuels (Dickey-Fuller augmenté, Phillips-Perron, Schmidt-Phillips, Elliott-Rothenberg-Stock) acceptent l'hypothèse nulle de non-stationnarité, nous conservons l'a priori de stationnarité des soldes d'opinion dans les services par analogie avec l'enquête de conjoncture dans l'industrie. En effet, sur période longue, l'hypothèse de non-stationnarité des soldes d'opinion de l'enquête *Industrie* est rejetée. Ces séries sont disponibles mensuellement depuis 1976. Par contre, ces tests effectués avec les mêmes séries sur période courte, c'est-à-dire en ne retenant que les points observés depuis 1988, conduisent à accepter l'hypothèse nulle de non-stationnarité. Ainsi, l'approche de type modèle adoptée dans cet article n'est pas tant validée à l'aune de critères statistiques usuels que par ses propriétés de robustesse (cf. texte).

L'indicateur synthétique fournit une grille de lecture de la conjoncture dans les services

On peut lire dans cet indicateur synthétique l'évolution de la conjoncture dans les services au cours des quinze dernières années. En effet, il est notamment bien corrélé avec l'évolution de la production de services (4) (cf. graphique V) (le coefficient de corrélation entre l'indicateur synthétique et le glissement annuel de la production de services s'élève à 0,77).

- De 1990 à 1993, l'activité dans les services marchands connaît un ralentissement après la forte croissance de la fin des années 1980. Ce ralentissement, accentué pendant la période 1992-1993, est bien retracé par l'indicateur synthétique, qui s'inscrit alors en baisse sensible.

- De 1996 à 2000, les services marchands sont dynamiques, en particulier les services aux entreprises. Une explication réside certainement dans l'engouement suscité par les nouvelles technologies. Cette dynamique est temporairement interrompue fin 1998 – début 1999. La crise financière dans plusieurs pays émergents, en particulier en Asie du Sud-Est, entraîne alors un « trou d'air » dans l'économie.

- Au cours des années 2001-2003, l'activité ralentit fortement. En 2002, l'indicateur synthétique se redresse, contrairement à la production, dont le rythme de croissance se stabilise : il semble que des signaux de reprise ont conduit les entrepreneurs à faire preuve d'un excès d'optimisme. À l'inverse, au printemps 2003, l'indicateur synthétique décroît plus fortement que l'activité : divers événements financiers (notamment l'affaire Enron et ses conséquences sur le cabinet d'audit et de conseil Arthur Andersen) et surtout la guerre en Irak auraient accentué le pessimisme des chefs d'entreprise.

- À partir de la mi-2003, l'indicateur synthétique confirme la reprise de l'activité dans les services. Au second semestre de 2004, l'activité apparaît plus hésitante, puis tend à s'essouffler début 2005, après le point haut atteint à l'enquête de conjoncture de novembre 2004.

4. Production de services en volume aux prix de 2000, corrigée des variations saisonnières et des jours ouvrables (CVS-CJO). Cet agrégat issu des comptes nationaux trimestriels est la somme des productions de services immobiliers, de services aux entreprises et de services aux particuliers. Pour plus d'information sur son calcul, le lecteur peut se reporter à l'Insee méthodes n° 108, « Méthodologie des comptes trimestriels », accessible sur le site web de l'Insee : www.insee.fr → Publications → Insee méthodes.

Graphique V
Indicateur synthétique du climat des affaires et production de services



Lecture : l'indicateur synthétique est centré-réduit c'est-à-dire qu'il a subi une transformation affine de telle sorte que sa moyenne soit nulle et son écart-type égal à 1.

Source : Insee, comptes nationaux trimestriels et enquête de conjoncture dans les services.

Sur la période récente, un décrochage entre l'évolution de la production de services et l'indicateur synthétique apparaît. Celui-ci traduit un écart entre l'opinion des entrepreneurs et les indicateurs économiques. Cependant, cet écart doit être nuancé dans la mesure où les données des comptes trimestriels sur la période récente sont à ce stade susceptibles de révisions. En effet, au moment de la rédaction de cet article, les comptes trimestriels 2004 et 2005 étaient fondés sur des indices infra-annuels et n'étaient pas encore calés sur les comptes annuels. En mai 2006, les comptes trimestriels 2004 ont été calés sur les comptes annuels et

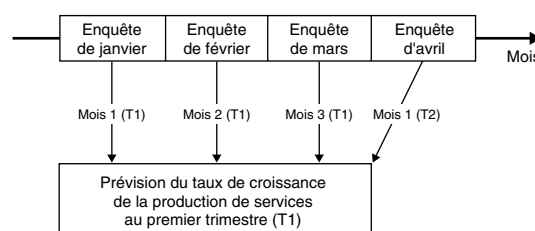
sont devenus « semi-définitifs ». Par ailleurs, l'indicateur synthétique apparaît bien corrélé avec l'évolution du Pib (cf. tableau 4, schéma et graphique VI). Ainsi, cet indicateur permet non seulement de bien capter la conjoncture des services mais aussi la conjoncture macro-économique. Ce second aspect est développé dans Bouton et Erkel-Rousse (2003), qui démontrent l'apport de l'enquête de conjoncture dans les services dans la prévision à court terme de l'activité. En particulier, ils utilisent les résultats de l'enquête *Services* conjointement à ceux de l'enquête *Industrie* pour prévoir le taux de croissance trimestriel du Pib.

Tableau 4
Matrice des corrélations entre le glissement annuel du Pib et les indicateurs synthétiques dans l'industrie et dans les services

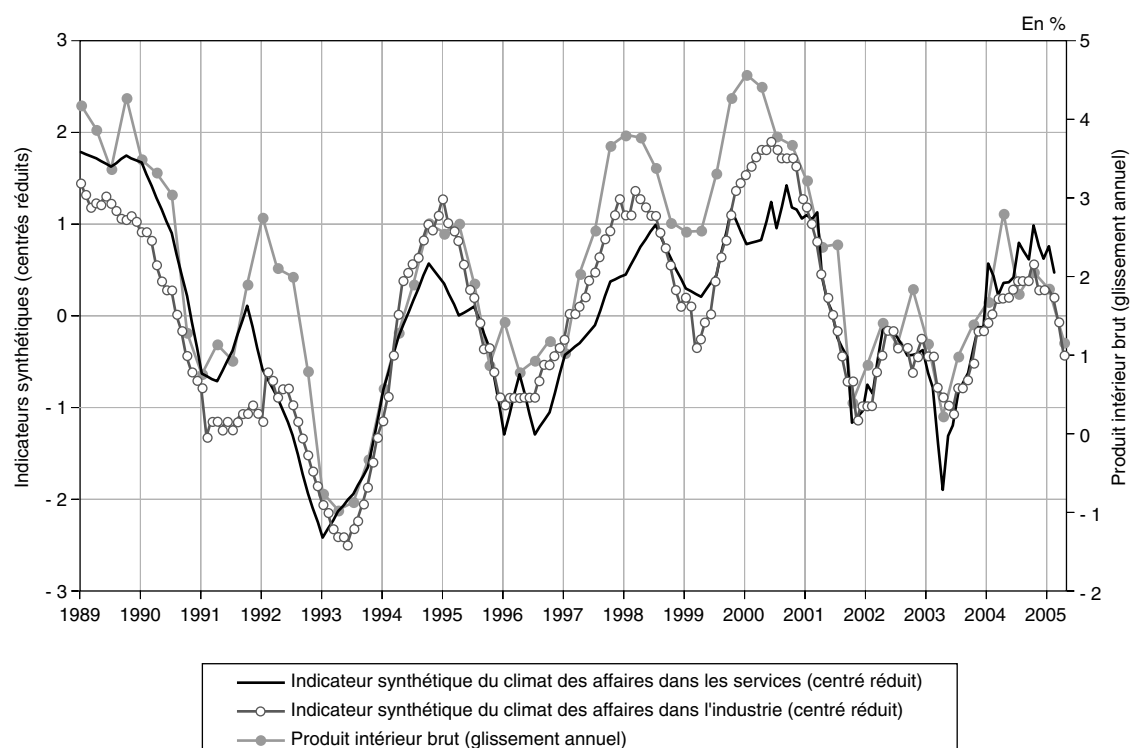
	Pib	Indicateur industrie	Indicateur services
Pib	1,00	0,89	0,86
Indicateur industrie	0,89	1,00	0,88
Indicateur services	0,86	0,88	1,00

Lecture : le glissement annuel est la variation entre la valeur du Pib d'un trimestre donné par rapport à la valeur du Pib au même trimestre de l'année précédente.

Schéma
Actualisation de la prévision du taux de croissance trimestriel de la production de services du premier trimestre en fonction de l'information disponible



Graphique VI
Indicateur synthétique du climat des affaires et produit intérieur brut



Lecture : les indicateurs synthétiques sont centrés-réduits c'est-à-dire qu'ils ont subi une transformation affine de telle sorte que leur moyenne soit nulle et leur écart-type égal à 1.
Source : Insee, comptes nationaux trimestriels et enquêtes de conjoncture dans les services et dans l'industrie.

L'analyse des indicateurs synthétiques sectoriels permet de préciser le diagnostic conjoncturel

L'indicateur synthétique est appliqué aux trois sous-secteurs (services aux entreprises, services aux particuliers, activités immobilières) couverts par l'enquête (cf. graphique VII). La comparaison entre l'indicateur global et les indicateurs sectoriels permet de préciser le diagnostic conjoncturel.

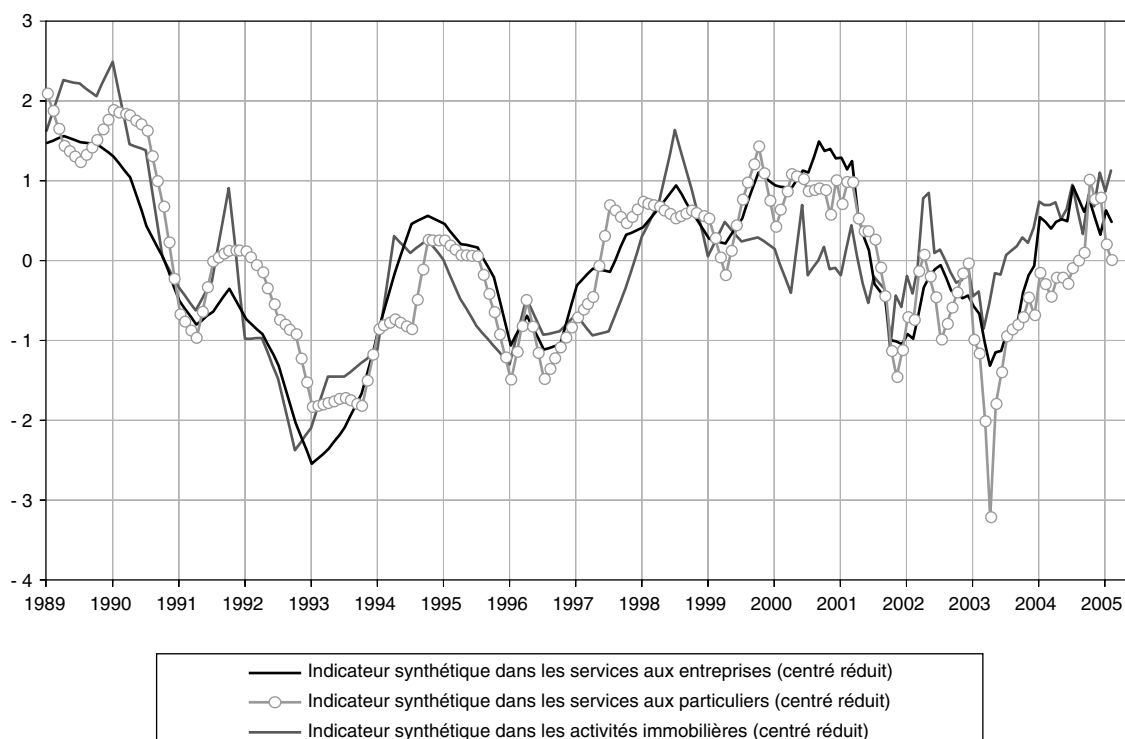
- Les *services aux entreprises* représentent près de la moitié de la valeur ajoutée des services marchands. L'indicateur synthétique de ce secteur est d'ailleurs très proche de l'indicateur global. De 1994 à 1995, le climat des affaires dans les services aux entreprises se redresse de façon marquée, l'activité bénéficiant du regain de l'investissement dans l'industrie. En 1997, la remontée de l'indicateur synthétique s'explique en partie par le boom du travail temporaire lié à la reprise industrielle.

- Après la récession de 1993, le redressement de l'activité dans les *services aux particuliers* est moins soutenu que dans les autres secteurs. En particulier, en 1994 et 1995, l'appréciation du

franc décourage les touristes étrangers et pèse sur l'hôtellerie-restauration. La vague d'attentats de 1995 pénalise encore la fréquentation touristique. En 2001, la chute de l'indicateur dans les services aux particuliers renvoie à la conjonction de plusieurs éléments : attentats du 11 septembre, ralentissement américain, etc. Cette morosité s'accroît encore début 2003, avec notamment le déclenchement de la guerre en Irak, qui tire l'indicateur synthétique à la baisse. Ces facteurs ont notamment pesé sur le tourisme. Dans les enquêtes de conjoncture, cela se traduit par des anticipations très pessimistes de la part des entrepreneurs de services aux particuliers (leurs prévisions de chiffre d'affaires, de résultat d'exploitation et de demande sont orientées à la baisse), et donc par la chute de l'indicateur synthétique. Au second semestre de 2003 et en 2004, le redémarrage des services aux particuliers demeure modéré, contrairement à celui des autres secteurs. C'est ce qu'indique l'indicateur synthétique de ce secteur, qui amorce une remontée plus graduelle que l'indicateur regroupant l'ensemble des services.

- Après une période de forte croissance, les *activités immobilières* ralentissent de façon marquée au début des années 1990. De 1996 à 2001, la croissance des activités immobilières

Graphique VII
Indicateurs synthétiques sectoriels



Lecture : les séries sont centrées-réduites c'est-à-dire qu'elles ont subi une transformation affine de telle sorte que leur moyenne soit nulle et leur écart-type égal à 1.

Source : Insee, enquête de conjoncture dans les services et calcul des auteurs.

apparaît assez irrégulière, comme en attestent les fluctuations de l'indicateur synthétique de ce secteur. Après une année 2000 stable et une année 2001 en baisse, la production du secteur immobilier n'a cessé de progresser sous les effets simultanés de conditions financières favorables et de l'amortissement dit « Besson », ce qui se traduit par une remontée marquée de l'indicateur synthétique.

De plus, le nouvel indicateur synthétique peut être utilisé pour prévoir la production trimestrielle de services...

Comme de nombreux résultats issus des enquêtes de conjoncture, l'indicateur synthétique de climat des affaires dans les services peut contribuer à quantifier le diagnostic conjoncturel. En particulier, il est possible d'estimer une relation économétrique entre cet indicateur et le taux de croissance trimestriel de la production de services (5). Ce taux de croissance constitue la variable endogène de l'équation ; il est expliqué par ses valeurs retardées et les valeurs courante et passées de l'indicateur synthétique. Plusieurs équations peuvent être envisagées selon l'information disponible. En effet, le conjoncturiste souhaite actualiser sa prévision de la production trimestrielle de services au fil des publications mensuelles des enquêtes de conjoncture. À cette fin, une démarche simple est proposée utilisant l'indicateur synthétique dans les services :

- Trimestrialiser les données mensuelles de manière à obtenir trois séries trimestrielles à partir d'une série mensuelle ;
- Estimer des modèles d'étalonnages de la production trimestrielle en fonction des séries trimestrielles obtenues.

L'approche proposée est celle de Dubois et Michaux (2004). Trois séries trimestrielles sont créées en découpant l'indicateur mensuel selon la place du mois dans le trimestre (cf. tableau 5). *In fine*, cette approche permet d'élaborer différents modèles de prévision adaptés à l'information disponible chaque mois.

Au total, quatre modèles de prévision de la production trimestrielle de services sont estimés. Ces modèles utilisent successivement les enquêtes des premier, deuxième ou troisième mois du trimestre courant ou du premier mois du trimestre suivant. Ainsi, ils permettent d'affiner la prévision au fil des mois en intégrant l'information nouvelle. Les résultats montrent notamment une amélioration de la qualité des estimations entre le premier et le deuxième mois du trimestre puis une stabilisation de la qualité d'ajustement des équations (cf. tableau 6).

... ou le produit intérieur brut, en complément de l'indicateur synthétique dans l'industrie

L'indicateur synthétique dans les services apporte également un éclairage sur l'activité globale. Ainsi, il peut être utilisé conjointement à l'indicateur synthétique du climat des affaires dans l'industrie pour prévoir le taux de croissance trimestriel du Pib (6). Comme pour la production de services, il est possible de mobiliser l'information disponible mensuellement

5. Production de services en volume aux prix de 2000, corrigée des variations saisonnières et des jours ouvrables (CVS-CJO). Source : comptes nationaux trimestriels. Cet agrégat est la somme des productions de services immobiliers, de services aux entreprises et de services aux particuliers.

6. Produit intérieur brut total en volume aux prix de 2000 (CVS-CJO).

Tableau 5
Découpage de l'indicateur mensuel en trois indicateurs trimestriels selon la place du mois dans le trimestre

Mois	Indicateur mensuel	Indicateur Mois 1	Indicateur Mois 2	Indicateur Mois 3
Janvier	X	X		
Février	X		X	
Mars	X			X
Avril	X	X		
Mai	X		X	
Juin	X			X
Juillet	X	X		
...

Lecture : l'indicateur Mois 1 est un indicateur trimestriel dont la valeur au trimestre T est la valeur de l'indicateur mensuel au premier mois du trimestre T.

afin de prévoir ce taux de croissance trimestriel. Avant 2000, la série trimestrielle de l'indicateur synthétique dans les services a été interpolée en utilisant l'indicateur lissé (7). Ensuite, les indicateurs services et industrie mensuels ont été découpés en trois séries trimestrielles, en fonction de la position du mois dans le trimestre (cf. tableau 5).

Le premier modèle consiste à estimer le Pib avec les indicateurs disponibles le premier mois du trimestre. Comme pour la production de services, la qualité d'ajustement de ces étalonnages s'améliore dès le deuxième mois du trimestre (cf. tableau 7) et se stabilise ensuite.

Ne pourrait-on prévoir le Pib en utilisant un seul de ces indicateurs synthétiques ? Pour évaluer l'utilité pour le prévisionniste de l'information apportée par l'indicateur services, on compare les estimations du taux de croissance trimestriel du Pib fondées sur ce seul indicateur avec des estimations utilisant l'indicateur synthétique du climat des affaires dans l'industrie, selon la méthode proposée par Davidson et McKinnon (1981).

Si y_t désigne le taux de croissance trimestriel du Pib, \hat{y}_t^i son estimation obtenue à partir d'une régression utilisant l'enquête *Industrie*,

l'enquête *Services* apporte une information complémentaire à l'enquête *Industrie* si, dans la régression $(y_t - \hat{y}_t^i) = \alpha (\hat{y}_t^s - \hat{y}_t^i) + v_t$, qui relie l'« erreur de prévision » résultant de la seule utilisation des données concernant l'industrie à la différence entre les deux estimations issues des enquêtes *Services* et *Industrie*, le coefficient α estimé est statistiquement différent de 0. De la même façon, si dans la régression $(y_t - \hat{y}_t^s) = \beta (\hat{y}_t^s - \hat{y}_t^i) + w_t$, le coefficient β estimé est statistiquement non nul, l'indicateur synthétique industrie contient une information spécifique par rapport à l'indicateur synthétique services.

Le tableau 8 présente les résultats de ces tests selon la dernière enquête disponible. Le taux de croissance trimestriel du Pib est successivement estimé en utilisant les enquêtes des 1^{er}, 2^e et 3^e mois du trimestre courant et celles du 1^{er} mois du trimestre suivant (Mois 1 ($T + 1$)). La période d'estimation s'étend du premier trimestre de 1990 au dernier trimestre de 2003.

7. L'indicateur synthétique lissé est égal à l'espérance conditionnelle du facteur commun sachant toute l'information disponible, soit les enquêtes trimestrielles puis mensuelles depuis 1988. De 1988 à 2000, cet indicateur lissé mensuel est très proche du résultat d'une interpolation linéaire de l'indicateur filtré trimestriel.

Tableau 6
Taux de croissance trimestriel de la production de services
Qualité d'ajustement des modèles selon la dernière enquête disponible

Modèle	Mois 1 (T)	Mois 2 (T)	Mois 3 (T)	Mois 1 (T + 1) (1)
R^2 ajusté	0,56	0,62	0,61	0,61
Écart-type des résidus (2)	0,44	0,41	0,41	0,41

1. Mois 1 ($T + 1$) : premier mois du trimestre suivant.
2. L'écart-type des résidus a été calculé dans l'échantillon « in sample » (c'est-à-dire que l'estimation et la validation ont été effectuées à l'aide du même échantillon) sur la période 1990 T1 - 2003 T4, en raison de la faiblesse de la taille de l'échantillon initial. L'écart-type de la variable endogène, le taux de croissance trimestriel de la production de services, s'élève à 0,66.

Lecture : le modèle Mois 3 (T) consiste à estimer le taux de croissance trimestriel de la production de services en utilisant l'enquête du troisième mois du trimestre courant. Par exemple, la production de services du premier trimestre est estimée avec l'enquête du mois de mars. Pour les résultats détaillés, cf. annexe 3.

Tableau 7
Taux de croissance trimestriel du Pib
Qualité d'ajustement des modèles selon la dernière enquête disponible

Modèle	Mois 1 (T)	Mois 2 (T)	Mois 3 (T)	Mois 1 (T + 1) (1)
R^2 ajusté	0,49	0,61	0,61	0,58
Écart-type des résidus (2)	0,34	0,30	0,29	0,30

1. Mois 1 ($T + 1$) : Premier mois du trimestre suivant.
2. L'écart-type des résidus a été calculé dans l'échantillon « in sample » (c'est-à-dire que l'estimation et la validation ont été effectuées à l'aide du même échantillon) sur la période 1990 T1 - 2003 T4, en raison de la faiblesse de la taille de l'échantillon initial. L'écart-type de la variable endogène, le taux de croissance trimestriel du Pib, s'élève à 0,47.

Lecture : le modèle Mois 3 (T) consiste à estimer le taux de croissance trimestriel du Pib en utilisant les enquêtes industrie et services du troisième mois du trimestre courant. Par exemple, le Pib du premier trimestre est estimé avec les enquêtes du mois de mars.

Quelle que soit la dernière enquête disponible, en retenant un seuil de 10 % pour les tests, l'indicateur services apporte une information supplémentaire par rapport à l'indicateur industrie pour prévoir le Pib. L'indicateur industrie contient, quant à lui, une part d'information spécifique par rapport à l'indicateur services sauf pour ce qui concerne le premier mois du trimestre.

Ce premier diagnostic est fondé sur des étalonnages prenant en compte l'évolution au trimestre le trimestre des deux indicateurs. Or, contrairement à l'indicateur services, qui est interpolé entre 1988 et 2000, l'indicateur industrie est mensuel sur l'ensemble de la période d'estimation. Aussi est-il possible d'affiner le diagnostic en tenant compte de la dynamique mensuelle de cet indicateur, c'est-à-dire de ses évolutions au mois le mois.

Par exemple, en début de trimestre, l'estimateur du taux de croissance du Pib utilisant l'enquête *Industrie* :

$$\hat{y}_t^i = 0,47 + 0,20ISI_ml_t + 1,06(ISI_ml_t - ISI_m3_{t-1})$$

se substitue à l'estimateur précédent, qui n'utilisait que les enquêtes du premier mois de chaque trimestre :

$$\hat{y}_t^i = 0,47 + 0,18ISI_ml_t + 0,34(ISI_ml_t - ISI_ml_{t-1})$$

Ce nouvel estimateur fait intervenir le terme $(ISI_ml_t - ISI_m3_{t-1})$, qui représente l'évolution mensuelle de l'indicateur dans l'industrie entre le troisième mois du trimestre précédent et le premier mois du trimestre courant.

Tableau 8

**Estimations du taux de croissance trimestriel du Pib
Apport relatif des enquêtes *Industrie* et *Services* en fonction de l'information disponible**

A – Qualité d'ajustement de l'estimation du Pib en fonction de l'indicateur synthétique services

Modèle	Mois 1 (T)	Mois 2 (T)	Mois 3 (T)	Mois 1 (T + 1)
<i>R</i> ² ajusté de la régression du taux de croissance trimestriel du Pib en fonction de l'indicateur synthétique services.				
<i>R</i> ² ajusté	0,46	0,52	0,49	0,51

B – Qualité d'ajustement de l'estimation du Pib en fonction de l'indicateur synthétique industrie

Modèle	Mois 1 (T)	Mois 2 (T)	Mois 3 (T)	Mois 1 (T + 1)
<i>R</i> ² ajusté de la régression du taux de croissance trimestriel du Pib en fonction de l'indicateur synthétique industrie.				
<i>R</i> ² ajusté	0,37	0,57	0,54	0,49

C – Apport relatif de l'enquête *Services* par rapport à l'enquête *Industrie*

Modèle	Mois 1 (T)	Mois 2 (T)	Mois 3 (T)	Mois 1 (T + 1)
<i>P</i> -value de la statistique de Student du coefficient α dans la régression $(y_t - \hat{y}_t^i) = \alpha (\hat{y}_t^s - \hat{y}_t^i) + v_t$.				
<i>P</i> -value	0,002	0,072	0,063	0,005

Une *P*-value proche de zéro signifie que α est statistiquement non nul et que l'indicateur synthétique services contient une information spécifique par rapport à l'indicateur synthétique industrie. *P*-value (Mois 1) = 0,002 ; au seuil de deux pour mille (et donc, *a fortiori*, au seuil de 5 %), le coefficient α est jugé différent de 0, l'enquête *Services* apporte de l'information supplémentaire par rapport à l'enquête *Industrie*. En gras : *P*-value > 5 %.

D – Apport relatif de l'enquête *Industrie* par rapport à l'enquête *Services*

Modèle	Mois 1 (T)	Mois 2 (T)	Mois 3 (T)	Mois 1 (T + 1)
<i>P</i> -value de la statistique de Student du coefficient β dans la régression $(y_t - \hat{y}_t^s) = \beta (\hat{y}_t^i - \hat{y}_t^s) + w_t$.				
<i>P</i> -value	0,254	0,001	0,004	0,025

Une *P*-value proche de zéro signifie que β est statistiquement non nul et que l'indicateur synthétique industrie contient une information spécifique par rapport à l'indicateur synthétique services. *P*-value (Mois 2) = 0,001 ; au seuil de un pour mille (et donc, *a fortiori*, au seuil de 5 %), le coefficient β est jugé différent de 0, l'enquête *Industrie* apporte de l'information supplémentaire par rapport à l'enquête *Services*. En gras souligné : *P*-value > 10 %.

Lecture : chaque régression du mois m utilise uniquement les enquêtes du même mois de chaque trimestre. P-value : sous l'hypothèse où le coefficient α (ou β) soit nul, la statistique de Student suit une loi normale $N(0,1)$. La P-value représente la probabilité qu'une variable aléatoire suivant une telle loi soit supérieure, en valeur absolue, à cette statistique. Elle est donc comprise entre 0 et 1. Par rapport à la statistique de Student, la P-value présente l'avantage d'être directement comparable au seuil retenu pour effectuer le test. Une P-value proche de zéro signifie que le coefficient est statistiquement non nul.

L'apport de l'indicateur services pour la prévision du Pib est confirmé (cf. tableau 9). En outre, l'indicateur industrie apparaît désormais utile à la prévision dès le premier mois du trimestre.

Au total, ces deux indicateurs de climat des affaires apparaissent complémentaires dans la prévision du Pib.

* *
*

L'approche statistique présentée dans cette étude complète la boîte à outils de l'Insee en matière d'analyse conjoncturelle. Elle permet des prévisions des taux de croissance trimestriels de la production de services et du Pib, avec une actualisation de ces prévisions au mois le mois.

En s'appuyant sur la technique du filtre de Kalman, mise en œuvre pour extraire un indica-

teur mensuel combinant des séries de fréquences différentes, elle permet d'envisager de nouvelles utilisations des enquêtes de conjoncture.

L'écart récent entre l'opinion des entrepreneurs dans les services, résumée par l'indicateur synthétique, et les indicateurs économiques (cf. graphiques V et VI) mériterait d'être approfondi. Cette question pourrait notamment être explorée à travers la construction d'indicateurs synthétiques mêlant à la fois des informations qualitatives issues des enquêtes de conjoncture et des données quantitatives telles que la production par branche ou le Pib, en s'inspirant de Mariano et Murasawa (2003) et Cornec (2004). La méthodologie présentée dans cette étude ouvre également la voie à la construction d'indicateurs synthétiques « tous secteurs », mêlant des séries mensuelles, bimestrielles et trimestrielles issues de différentes enquêtes de conjoncture. □

Tableau 9

Estimations du taux de croissance trimestriel du Pib
Apport relatif des enquêtes Industrie et Services en fonction de l'information disponible en tenant compte de la dynamique mensuelle de l'indicateur Industrie

A – Qualité d'ajustement de l'estimation du Pib en fonction de l'indicateur synthétique services

Modèle	Mois 1 (T)	Mois 2 (T)	Mois 3 (T)	Mois 1 (T + 1)
R^2 ajusté de la régression du taux de croissance trimestriel du Pib en fonction de l'indicateur synthétique services.				
R^2 ajusté	0,46	0,52	0,49	0,51

B – Qualité d'ajustement de l'estimation du Pib en fonction de l'indicateur synthétique industrie

Modèle	Mois 1 (T)	Mois 2 (T)	Mois 3 (T)	Mois 1 (T + 1)
R^2 ajusté de la régression du taux de croissance trimestriel du Pib en fonction de l'indicateur synthétique industrie.				
R^2 ajusté	0,43	0,56	0,56	0,58

C – Apport relatif de l'enquête Services

Modèle	Mois 1 (T)	Mois 2 (T)	Mois 3 (T)	Mois 1 (T + 1)
R^2 ajusté de la régression du taux de croissance trimestriel du Pib en fonction de l'indicateur synthétique industrie.				
R^2 ajusté	0,43	0,56	0,56	0,58
P -value de la statistique de Student du coefficient α dans la régression $(y_t - \hat{y}_t^s) = \alpha (\hat{y}_t^s - \hat{y}_t^i) + v_t$.				
P -value	0,010	0,008	0,047	0,026
Une P -value proche de zéro signifie que α est statistiquement non nul et que l'indicateur synthétique services contient une information spécifique par rapport à l'indicateur synthétique industrie. P -value (Mois 1) = 0,008 ; au seuil de huit pour mille (et donc, <i>a fortiori</i> , au seuil de 5 %), le coefficient α est jugé différent de 0, l'enquête Services apporte de l'information supplémentaire par rapport à l'enquête Industrie.				

D – Apport relatif de enquête Industrie

Modèle	Mois 1 (T)	Mois 2 (T)	Mois 3 (T)	Mois 1 (T + 1)
P -value de la statistique de Student du coefficient β dans la régression $(y_t - \hat{y}_t^s) = \beta (\hat{y}_t^s - \hat{y}_t^i) + w_t$.				
P -value	0,043	0,001	0,001	0,000
Une P -value proche de zéro signifie que β est statistiquement non nul et que l'indicateur synthétique industrie contient une information spécifique par rapport à l'indicateur synthétique services. P -value (Mois 2) = 0,001 ; au seuil de un pour mille (et donc, <i>a fortiori</i> , au seuil de 5 %), le coefficient β est jugé différent de 0, l'enquête Industrie apporte de l'information supplémentaire par rapport à l'enquête Services.				

Lecture : cf. tableau 8.

BIBLIOGRAPHIE

- Besley D.A., Kuh E. et Welch R.E. (1980)**, *Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Sources of Colinearity*, ed. John Wiley and Sons, Inc. New-York.
- Bouton F. et Erkel-Rousse H. (2003)**, « Conjonctures sectorielles et prévision à court terme de l'activité : l'apport de l'enquête de conjoncture dans les services », *Économie et Statistique*, numéro spécial *Analyse conjoncturelle : entre statistique et économie*, n° 359-360, pp. 35-68.
- Brière L., Duclos E., Héricher C., Okham M. et Raton I. (2005)**, « Les services marchands en 2004 : les services aux entreprises reprennent », *Insee Première*, n° 1030.
- Casaux S., Cornec M., Deperraz T. et Lefebvre I. (2004)**, « Présentation des indicateurs synthétiques résumant le climat de affaires dans les services en France et en zone euro », *Note de conjoncture*, décembre 2004, Insee.
- Cornec M. (2004)**, « Une datation mensuelle de la conjoncture française », *Note de conjoncture*, juin 2004, Insee.
- Davidson R. et McKinnon J.G. (1981)**, « Several Tests for Model Specification in Presence of Alternative Hypothese », *Econometrica*, vol. 49, n° 3, pp. 781-793.
- Doornik J.A. et Hansen H. (1994)**, « A Practical Test for Univariate and Multivariate Normality », *Discussion paper*, Nuffield College.
- Doz C. et Lenglart F. (1995)**, « Une grille de lecture pour l'enquête mensuelle de l'industrie », *Note de conjoncture*, décembre 1995, Insee.
- Doz C. et Lenglart F. (1999)**, « Analyse factorielle dynamique : test du nombre de facteurs, estimation et application à l'enquête de conjoncture dans l'industrie », *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 54, pp. 91-127.
- Dubois É. (2004)**, « Grocer 1.0 : an Econometric Toolbox for Scilab », *document de travail*, disponible à l'adresse internet <http://dubois.ensae.net/grocer.html>.
- Dubois É. et Michaux E. (2004)**, « Étalonnages à l'aide d'enquêtes de conjoncture : de nouveaux résultats », *Économie et Prévision*, à paraître.
- Version préliminaire : <http://dubois.ensae.net/biblio.html>.
- Fabre J. et Prost C. (2005)**, « Méthodologie des comptes trimestriels », *Insee Méthodes*, n° 108.
- Forni M., Hallin M., Lippi M. et Reichlin L. (2000)**, « The Generalized Dynamic Factor Model : Identification and Estimation », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 82, n° 4, pp. 540-552.
- Forni M. et Reichlin L. (1998)**, « Let's Get Real : a Factor Analytic Approach to Disaggregated Business Cycle Dynamics », *Review of Economic Studies*, vol. 65, pp. 453-473.
- Geweke J. (1977)**, « The Dynamic Factor Analysis of Economic Time Series », in D.J. Aigner et A.S. Goldberger (eds.), *Latent Variables in Socio-Economic Models*, pp. 365-383, North-Holland, Amsterdam.
- Godfrey L.G. (1978)**, « Testing for Higher Order Serial Correlation in Regression Equations when the Regressors Include Lagged Dependent Variables », *Econometrica*, vol. 46, n° 6, pp. 1303-1313.
- Gouriéroux C. et Monfort A. (1997)**, *Time Series and Dynamic Models*, Cambridge University Press, Cambridge, New York.
- Hamilton J.D. (1994)**, *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Hendry D.F. (1979)**, « Predictive Failure and Econometric Modelling in Macro-Economics : The Transactions Demand for Money », in *Economic Modelling*, Ormerod P. (ed.), Heinemann, London, pp. 217-242.
- Insee Méthodes (2005)**, « Méthodologie des comptes trimestriels », n° 108, accessible sur le site web de l'Insee : www.insee.fr → Publications → Insee méthodes.
- Kim C. et Nelson C. (1999)**, *State-Space Models with Regime Switching : Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications*, MIT Press, Cambridge, MA.
- Krolzig H.M. et Hendry D.F. (2001)**, « Computer Automation of General-to-Specific Model Selection Procedures », *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 25, n° 6-7, pp. 831-866.

Mariano R. et Murasawa Y. (2003), « A New Coincident Index of Business Cycles Based on Monthly and Quarterly Series », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 18, n° 4, pp. 427-443.

Nicholls D.F. et Pagan A.R. (1983), « Heteroscedasticity in Models with Lagged Dependent Variables », *Econometrica*, vol. 51, n° 4, pp. 1233-1242.

Sargent T.J. et Sims C.A. (1977), « Business Cycle Modelling Without Pretending to Have Too Much *a priori* Economic Theory », in C.A. Sims (ed.), *New Methods in Business Cycle Research*, pp. 45-109, Federal Reserve Bank of Minneapolis, Minneapolis.

Stock J.H. et Watson M.W. (1989), « New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators »,

NBER Macroeconomics Annual 1989, MIT Press, Cambridge, pp. 351-394.

Stock J.H. et Watson M.W. (2002a), « Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 20, n° 2, pp. 147-162.

Stock J.H. et Watson M.W. (2002b), « Forecasting Using Principal Components From a Large Number of Predictors », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 97, pp. 1167-1179.

Les **notes de conjoncture** sont accessibles sur le site web de l'Institut : www.insee.fr → Conjoncture → Analyse de la conjoncture → Archives de la note de conjoncture (Rechercher une note / un dossier).

ESTIMATION DES PARAMÈTRES

Les soldes d'opinion de l'enquête *Services* utilisés dans l'analyse factorielle sont les suivants :

Tableau A
Les séries prises en compte dans l'analyse factorielle

Libellé	Solde d'opinion	Fréquence	Disponible depuis	Notes
CAPA	Chiffre d'affaires passé	Trimestrielle / mensuelle	1988 T1 / juin 2000	Mensuelle depuis juin 2000
CAPRE	Chiffre d'affaires prévu	Trimestrielle / mensuelle	1988 T1 / juin 2000	Mensuelle depuis juin 2000
PG	Perspectives générales	Mensuelle	juin 2000	Non disponible avant juin 2000
REPA	Résultat d'exploitation passé	Trimestrielle	1988 T1	
REPRE	Résultat d'exploitation prévu	Trimestrielle	1988 T1	
DEM (1)	Demande prévue	Trimestrielle	1988 T1	

(1) La question *Demande prévue* est mensuelle depuis septembre 2004. Actuellement, seul le solde d'opinion trimestriel est publié dans l'*Informations rapides* et utilisé dans l'analyse factorielle car la série mensuelle est encore trop courte pour pouvoir être corrigée des variations saisonnières.

Les quatre tableaux *B-1* à *B-4* donnent les valeurs estimées des coefficients λ_j (le coefficient, pour chaque solde d'opinion, du facteur commun estimé à partir des informations fournies par les six soldes), ρ_j (le coefficient autorégressif du résidu de l'équation relative à chaque solde), et σ_j (l'écart-type de l'innovation de l'équation portant sur chaque résidu).

Les paramètres φ_1 , φ_2 et θ des processus *ARMA* (il s'agit dans tous les cas de processus *ARMA*(2,1)) sont donnés en dessous de chaque tableau.

Ainsi, on obtient le modèle paramétrique suivant, estimé 4 fois (pour les services, les activités immobilières, les services aux entreprises, les services aux particuliers) :

$$\begin{cases} y_{it} = \lambda_i F_t + u_{it} & \text{L'équation relative à chaque solde} \\ F_t = \varphi_1 F_{t-1} + \varphi_2 F_{t-2} + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1} & \text{Le facteur commun aux six soldes} \\ u_{it} = \rho_i u_{it-1} + \varepsilon_{it} & \text{Le résidu de l'équation d'un solde} \end{cases}$$

Tableau B-1
Paramètres estimés pour l'ensemble des services marchands

	λ_j		ρ_j		σ_j	
	Estimation	Écart-type	Estimation	Écart-type	Estimation	Écart-type
CAPA	0,21	0,02	0,64	0,08	0,30	0,03
CAPRE	0,25	0,03	0,60	0,13	0,20	0,02
PG	0,28	0,03	0,87	0,09	0,17	0,04
REPA	0,21	0,02	0,00	0,01	0,33	0,03
REPRE	0,22	0,02	0,38	0,34	0,25	0,04
DEM	0,23	0,03	0,00	0,01	0,24	0,03

La dynamique du facteur commun (*ARMA*(2,1), entre parenthèses les écarts-types) :

$$F_t = \underset{(0,05)}{1,90} F_{t-1} - \underset{(0,05)}{0,91} F_{t-2} + \varepsilon_t - \underset{(0,09)}{0,87} \varepsilon_{t-1}$$

Lecture : les coefficients en grisé sont non significatifs.

Tableau B-2

Paramètres estimés pour les activités immobilières

	λ_j		ρ_j		σ_j	
	Estimation	Écart-type	Estimation	Écart-type	Estimation	Écart-type
CAPA	0,26	0,05	0,47	0,11	0,62	0,06
CAPRE	0,28	0,06	0,52	0,12	0,66	0,06
PG	0,56	0,28	0,89	0,21	0,42	0,28
REPA	0,30	0,05	0,30	0,56	0,53	0,11
REPRE	0,31	0,05	- 0,68	0,10	0,40	0,06
DEM	0,23	0,06	0,69	0,09	0,56	0,07

La dynamique du facteur commun (ARMA(2,1), entre parenthèses les écarts-types) :

$$F_t = 0,19 F_{t-1} + 0,71 F_{t-2} + \varepsilon_t + 0,53 \varepsilon_{t-1}$$

(0,22) (0,21) (0,30)

Lecture : le coefficient en grisé n'est pas significatif.

Tableau B-3

Paramètres estimés pour les services aux entreprises

	λ_j		ρ_j		σ_j	
	Estimation	Écart-type	Estimation	Écart-type	Estimation	Écart-type
CAPA	0,14	0,02	0,67	0,07	0,25	0,02
CAPRE	0,17	0,03	0,39	0,14	0,26	0,02
PG	0,19	0,03	0,80	0,11	0,19	0,03
REPA	0,14	0,02	- 0,08	0,06	0,31	0,03
REPRE	0,15	0,02	- 0,01	0,01	0,31	0,03
DEM	0,15	0,02	- 0,59	0,14	0,23	0,04

La dynamique du facteur commun (ARMA(2,1), entre parenthèses les écarts-types) :

$$F_t = 1,86 F_{t-1} - 0,88 F_{t-2} + \varepsilon_t - 0,67 \varepsilon_{t-1}$$

(0,06) (0,06) (0,13)

Lecture : les coefficients en grisé sont non significatifs.

Tableau B-4

Paramètres estimés pour les services aux particuliers

	λ_j		ρ_j		σ_j	
	Estimation	Écart-type	Estimation	Écart-type	Estimation	Écart-type
CAPA	0,32	0,04	0,51	0,12	0,46	0,04
CAPRE	0,37	0,04	0,21	0,19	0,34	0,03
PG	0,46	0,06	0,89	0,10	0,18	0,08
REPA	0,31	0,04	- 0,01	Nd	0,53	0,05
REPRE	0,34	0,04	0,76	0,09	0,22	0,04
DEM	0,34	0,04	0,00	Nd	0,41	0,04

La dynamique du facteur commun (ARMA(2,1), entre parenthèses les écarts-types) :

$$F_t = 1,18 F_{t-1} - 0,24 F_{t-2} + \varepsilon_t - 0,23 \varepsilon_{t-1}$$

(1,26) (1,16) (1,28)

Les pondérations λ_j sont toutes significatives, quel que soit le secteur, quelle que soit l'enquête. Ainsi, le facteur commun latent contribue à l'évolution de tous les soldes d'opinion retenus dans l'analyse factorielle. Plus précisément, la dynamique commune explique entre 73 % et 95 % de la variance de ces soldes (cf. tableau C).

La pondération la plus élevée est celle associée à la série des perspectives générales. Les coefficients autorégressifs ρ_j des résidus des variables mensuelles (CAPA, CAPRE, PG) sont également significatifs.

En revanche, les coefficients autorégressifs des résidus des variables trimestrielles (REPA, REPRE, DEM) ne le sont pas toujours. Ce résultat laisse à penser que ces résidus sont assimilables à des bruits blancs, traduisant le fait que les soldes d'opinion correspondants fluctuent autour du facteur commun et que l'information propre à chaque série ne dépend pas de son passé.

Tableau C

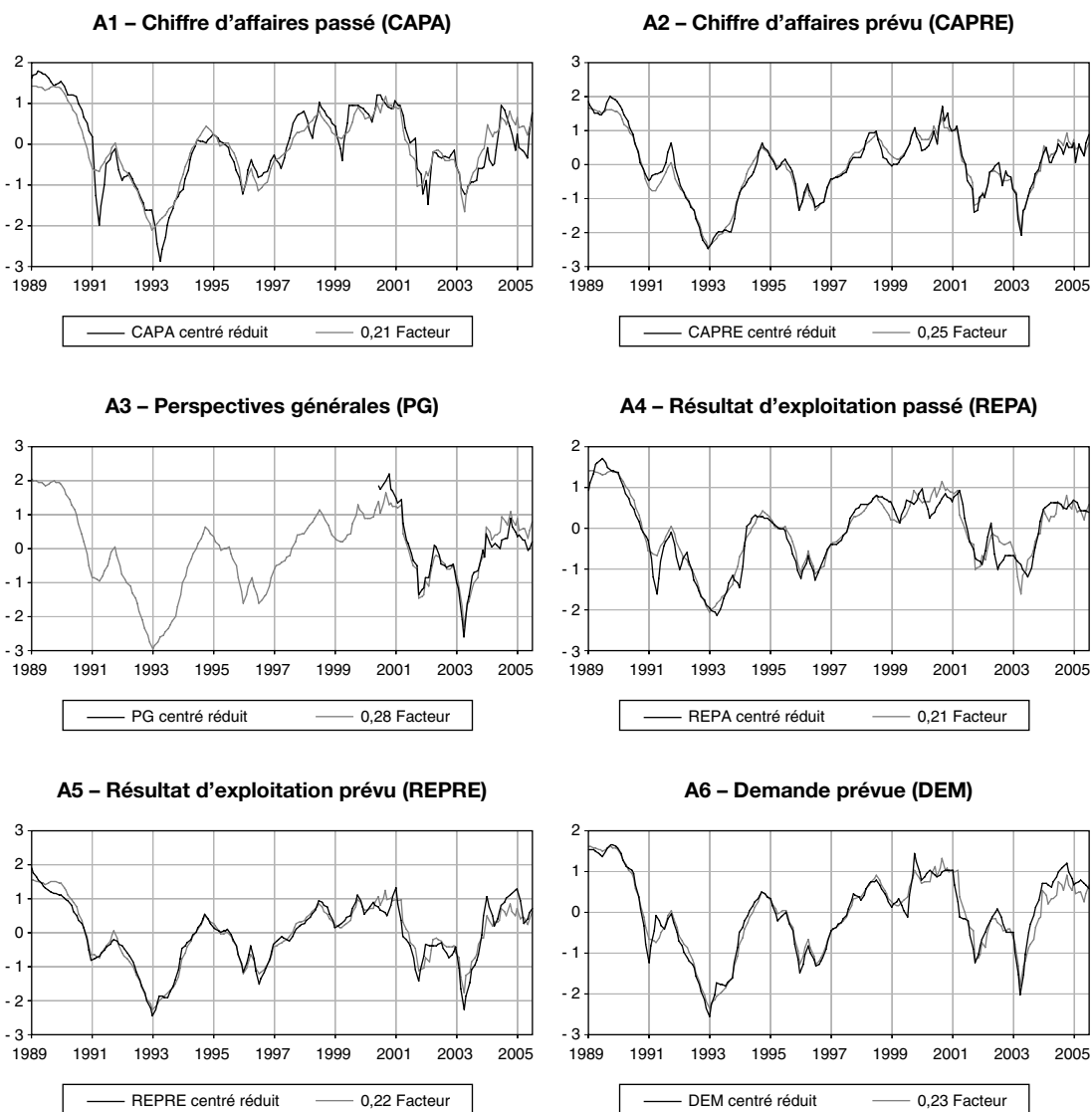
La part de variance expliquée par le facteur commun (en %)

	Ensemble des services	Activités immobilières	Services aux entreprises	Services aux particuliers
CAPA	73	37	73	66
CAPRE	95	44	93	87
PG	91	54	91	97
REPA	81	65	80	69
REPRE	89	69	88	84
DEM	94	39	90	81

LA PART DE LA DYNAMIQUE COMMUNE DANS LES SOLDES D'OPINION

Graphique A

Les soldes d'opinion et leur composante proportionnelle au facteur commun



Lecture : chaque graphique représente un solde d'opinion centré réduit et sa composante proportionnelle au facteur commun ; par exemple : « REPA centré réduit » et « 0,21 Facteur », ce second terme désigne $\hat{\lambda}_{REPA} \hat{F}_t$.

Les soldes sont centrés réduits c'est-à-dire qu'ils ont subi une transformation affine de telle sorte que leur moyenne soit nulle et leur écart-type égal à 1.

**MODÈLES DE PRÉVISION DU TAUX DE CROISSANCE
TRIMESTRIEL DE LA PRODUCTION DE SERVICES ET DU PIB**

A – Estimation du taux de croissance de la production de services selon la dernière enquête Services disponible

Variable	Modalité	Mois 1 (T)	Mois 2 (T)	Mois 3 (T)	Mois 1 (T + 1) (1)
Constante		0,40 (3,0)	0,38 (3,1)	0,43 (3,5)	0,42 (3,4)
Taux de croissance trimestriel de la production de services	Tctps (- 2)	0,53 (4,1)	0,57 (4,6)	0,51 (4,2)	0,53 (4,3)
Indicateur services obtenu en conservant les enquêtes du premier mois de chaque trimestre (trimestriel)	ISS _ m1(+1)				0,44 (5,4)
	ISS _ m1				0,59 (4,56)
	ISS _ m1(-1)				- 0,43 (- 3,1)
Indicateur services obtenu en conservant les enquêtes du deuxième mois de chaque trimestre (trimestriel)	ISS _ m2			0,77 (5,4)	
	ISS _ m2(-2)			- 0,59 (- 3,7)	
Indicateur services obtenu en conservant les enquêtes du troisième mois de chaque trimestre (trimestriel)	ISS _ m3			0,70 (5,0)	
	ISS _ m3(-1)			- 0,45 (- 2,9)	
R ² ajusté		0,56	0,62	0,61	0,61
Écart-type des résidus (2)		0,44	0,41	0,41	0,41
Durbin-Watson		1,75	1,78	1,89	1,91
Indice de conditionnement		3	5	5	4
Chow (50 %) (3)		0,49	0,56	0,40	0,38
Chow (90 %) (3)		0,89	0,87	0,51	0,62
Normalité (3)		0,07	0,06	0,35	0,33
Autocorrélation (ordre 4) (3)		0,58	0,24	0,53	0,51
Hétéroscédasticité (3)		0,32	0,60	0,78	0,44
1. Mois 1 (T + 1) : Premier mois du trimestre suivant. 2. L'écart-type des résidus peut être comparé à celui du taux de croissance trimestriel de la production de services, qui s'élève à 0,66 sur la période d'estimation (1990 T1 – 2003 T4). 3. P-value du test.					

Lecture : quatre modèles de prévision de la production trimestrielle de services sont estimés. Ces modèles utilisent successivement les enquêtes des premier, deuxième ou troisième mois du trimestre courant ou du premier mois du trimestre suivant. Entre parenthèses sont indiquées les statistiques de Student des paramètres estimés. Période d'estimation : 1990 T1 – 2003 T4.

B – Estimation du taux de croissance du Pib selon les dernières enquêtes Industrie et Services disponibles

Variable	Modalité	Mois 1 (T)	Mois 2 (T)	Mois 3 (T)	Mois 1 (T + 1) (1)
Constante		0,75 (8,1)	0,76 (9,4)	0,71 (8,3)	0,73 (8,9)
Taux de croissance trimestriel du Pib	Tctpib (- 1)	- 0,35 (- 2,6)	- 0,36 (- 3,0)	- 0,36 (- 3,0)	- 0,29 (- 2,4)
Indicateur industrie obtenu en conservant les enquêtes du premier mois de chaque trimestre (trimestriel)	$ISI_m1(+1) - ISI_m1$				0,51 (5,8)
	$ISI_m1 - ISI_m1(-1)$	0,43 (4,3)			
Indicateur services obtenu en conservant les enquêtes du premier mois de chaque trimestre (trimestriel)	$ISS_m1(+1)$				0,45 (7,1)
	ISS_m1	0,39 (5,7)			
Indicateur industrie obtenu en conservant les enquêtes du deuxième mois de chaque trimestre (trimestriel)	$ISI_m2 - ISI_m2(-1)$		0,44 (5,5)		
Indicateur services obtenu en conservant les enquêtes du deuxième mois de chaque trimestre (trimestriel)	ISS_m2		0,43 (6,8)		
Indicateur industrie obtenu en conservant les enquêtes du troisième mois de chaque trimestre (trimestriel)	$ISI_m3 - ISI_m3(-1)$			0,79 (7,1)	
	$ISI_m3(-2)$			0,17 (2,0)	
Indicateur services obtenu en conservant les enquêtes du troisième mois de chaque trimestre (trimestriel)	ISS_m3			0,28 (2,7)	
R^2 ajusté		0,49	0,61	0,61	0,58
Écart-type des résidus (2)		0,34	0,30	0,29	0,30
Durbin-Watson		1,94	1,83	1,98	1,98
Indice de conditionnement		4	4	6	4
Chow (50 %) (3)		0,51	0,55	0,45	0,59
Chow (90 %) (3)		0,63	0,50	0,37	0,43
Normalité (3)		0,15	0,84	0,33	0,95
Autocorrélation (ordre 4) (3)		0,59	0,88	0,97	0,72
Hétéroscédasticité (3)		0,43	0,29	0,64	0,45
1. Mois 1 (T + 1) : Premier mois du trimestre suivant. 2. L'écart-type des résidus peut être comparé à celui du taux de croissance trimestriel du produit intérieur brut, qui s'élève à 0,47 sur la période d'estimation (1990 T1 – 2003 T4). 3. P-value du test.					

Lecture : quatre modèles du Pib sont estimés. Ces modèles utilisent successivement les enquêtes des premier, deuxième ou troisième mois du trimestre courant ou du premier mois du trimestre suivant. Entre parenthèses sont indiquées les statistiques de Student des paramètres estimés. Période d'estimation : 1990 T1 – 2003 T4.

C – Lecture des tests de spécifications

Durbin-Watson	La statistique de Durbin et Watson permet de tester l'autocorrélation des résidus à l'ordre 1.
Indice de conditionnement	Cet indice permet de diagnostiquer les problèmes éventuels de multicolinéarité des régresseurs. Les situations pathologiques correspondent à un indice de conditionnement maximal supérieur à 30, cf. Belsley, Kuh et Welsch (1980).
Chow (50 %) Chow (90 %)	Test d'échec prédictif de Chow sur respectivement 50 % et 90 % de la période, cf. Hendry (1979). Il permet de tester la stabilité des paramètres estimés en réestimant le modèle sur un sous-ensemble de l'échantillon (ici, 50 % et 90 % des observations).
Normalité	Test de normalité de Doornik et Hansen (1994).
Autocorrélation (ordre 4)	Test du multiplicateur de Lagrange d'autocorrélation des résidus jusqu'à l'ordre 4, cf. Godfrey (1978).
Hétéroscédasticité	Test d'hétéroscédasticité quadratique entre les régresseurs, cf. Nicholls et Pagan (1983).

Ces tests de spécifications sont notamment préconisés par Krolzig et Hendry (2000).
