

Mieux appréhender le climat conjoncturel de la zone euro

Fabrice Lengart et Fabien Toutlemonde*

Le climat des affaires de la zone euro est caractérisé par l'existence de chocs asymétriques et de décalages conjoncturels qui viennent perturber la lecture de la conjoncture commune. Le modèle présenté ici tient compte explicitement de cette contrainte. Il produit de façon cohérente et simultanée un indicateur synthétique de la conjoncture commune et un jeu d'indicateurs de décalage conjoncturel pour les principaux pays de la zone euro.

Du second choc pétrolier au ralentissement américain de 2001, ce modèle offre donc une grille de lecture rétrospective du cycle européen sur les vingt dernières années. Se greffant sur cette conjoncture commune de la zone euro, considérée comme une entité économique à part entière, l'analyse des conjonctures nationales spécifiques vient alors enrichir le diagnostic. Le caractère plus laborieux de la désinflation des années 1980 dans les pays « latins », puis les conflits d'intérêts et les divergences qui accompagnent les crises du SME dans les années 1990 sont ainsi nettement illustrés par les indicateurs de décalage conjoncturel. La lecture de ces indicateurs en temps réels permet enfin, sur la période récente, d'apprécier les positions cycliques relatives des différents pays au sein de la zone euro.

* Au moment de la rédaction de cet article, Fabrice Lengart et Fabien Toutlemonde appartenaient à la division Synthèse conjoncturelle de l'Insee.

Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Le suivi conjoncturel de la zone euro est parfois rendu difficile par la multiplicité et la superposition d'indicateurs nationaux. Pourtant, depuis la fin des années 1980 semble se dessiner une conjoncture commune à l'ensemble des pays de la zone euro, sans doute du fait de la plus grande synchronisation des politiques économiques et de la mise en place du marché unique. Ce constat empirique conduit à construire des indicateurs synthétiques d'activité directement pour l'ensemble de la zone, destinés à capter les fluctuations du climat conjoncturel commun.

L'Insee a ainsi retenu une méthodologie, l'analyse factorielle (1), qui cherche à identifier la tendance commune à tous les soldes d'opinion des enquêtes de conjoncture des principaux pays de la zone. La Commission européenne publie un indicateur similaire, mais fondé sur des soldes d'opinion préalablement agrégés pour la zone euro. Des divergences entre ces deux indicateurs ressortent de leur confrontation. Ces divergences révèlent en fait que le modèle statistique sous-jacent, commun à la construction des deux indicateurs, est trop simplifié : celui-ci consiste à décomposer chaque solde d'opinion en une composante commune (le facteur commun zone euro) et une composante spécifique, indépendante de la première ainsi que des composantes spécifiques des autres soldes.

L'existence d'écarts de conjoncture entre pays peut en effet conduire, lors de l'estimation du climat conjoncturel de la zone euro, à des résultats différents suivant que l'on travaille sur des soldes d'opinion agrégés ou que l'on conserve l'ensemble des soldes d'opinion des enquêtes des principaux pays. Pour remédier à ce problème, on a recours dans cet article à un modèle dont la spécification, plus complexe, tient compte explicitement de l'existence de chocs spécifiques à chacun des pays. Ce modèle permet d'enrichir la grille de lecture des enquêtes de conjoncture européenne en fournissant à la fois un indicateur global du climat des affaires européen et un jeu d'indicateurs d'écarts de conjoncture pour les principaux pays de la zone euro. Il autorise de ce fait une analyse plus fine des situations nationales.

Mesurer le climat des affaires dans la zone euro

Jusqu'ici prévalent deux méthodes sensiblement distinctes visant à extraire une tendance commune à partir des soldes d'opinion

des enquêtes européennes de conjoncture. La Commission européenne fait porter cette analyse sur des soldes agrégés au niveau européen, dégageant ainsi une conjoncture agrégée. Celle-ci tient implicitement compte des mouvements spécifiques à chaque pays qui sont suffisamment importants pour affecter les chiffres macro-économiques de la zone. À l'inverse, l'Insee s'intéresse à la conjoncture commune et cherche à utiliser au mieux toute l'information nationale pour décrire le cycle commun, en travaillant directement sur tous les soldes d'opinion de tous les pays sans agrégation préalable.

Conjoncture commune et conjoncture agrégée

Dans la perspective d'effectuer un diagnostic conjoncturel pour la zone euro considérée directement dans son ensemble, les services de la Commission européenne construisent chaque mois par agrégation une « enquête zone euro » à l'aide des enquêtes de conjoncture nationales harmonisées, en utilisant pour pondération la part dans la valeur ajoutée industrielle de chaque pays considéré : cinq soldes d'opinion sont ainsi construits. Cette façon de procéder vise à s'approcher de la logique d'agrégation, à l'intérieur d'un même pays, des données individuelles. De ces cinq soldes est alors extrait par analyse factorielle un facteur commun, identifié comme l'indicateur de climat des affaires de la zone euro dans l'industrie (*Business Climate Indicator for the Euro Area (BCI)*) (2). La logique qui sous-tend la construction de cet indicateur est celle qui consiste à identifier une *conjoncture agrégée*.

La méthode retenue par la Commission européenne pour construire les données soulève une objection : elle conduit de fait à négliger une part d'information provenant des « petits pays » (dont le poids est négligeable par rapport aux « grands » en termes de richesse produite), information sans doute précieuse lorsqu'il s'agit d'analyser le cycle de la zone euro dans son ensemble (les soldes d'opinion belges sont ainsi

1. Cette technique ne doit pas être confondue avec l'analyse en composantes principales, méthode d'analyse des données dont le principe semble intuitivement proche, dans la mesure où elle nécessite le recours à une maximisation de log-vraisemblance. On trouvera en annexe le détail de la méthode utilisée dans cet article. Voir Hamilton (1994) pour une description plus générale de l'analyse factorielle.

2. Cet indicateur est disponible sur le site Internet de la DG Ecfm : http://europa.eu.int/comm/economy_finance/indicators.

considérés comme des indicateurs avancés (3) de l'activité européenne).

Pour pallier ce défaut, l'Insee a retenu dans ses publications conjoncturelles (*Informations rapides*) une approche différente visant à prendre en compte de façon plus « égalitaire » les informations nationales. À la notion de conjoncture agrégée de la Commission européenne répond ainsi celle de *conjoncture commune*. Extraire un facteur commun directement à partir des soldes d'opinion nationaux consiste en effet à capter les mouvements d'activité communs à tous les pays de la zone euro en utilisant au mieux l'ensemble de l'information disponible. En revanche, par construction, cette méthode néglige l'existence éventuelle de mouvements spécifiques à un pays. De tels mouvements peuvent jouer sur l'activité de la zone euro lorsque le poids du pays considéré dans la zone est important (Allemagne, France, Italie et éventuellement Espagne).

Deux approches divergentes à l'occasion de chocs asymétriques importants

L'indicateur synthétique (IS) du climat des affaires de l'Insee est construit selon la procédure suivante : les cinq soldes d'opinion des six pays les plus importants sont conservés, si bien que l'extraction du facteur commun se fait à partir de 30 soldes juxtaposés (4). Aucune pondération particulière n'est introduite au cours de l'analyse, tous les soldes d'opinion de tous les pays sont donc traités de façon parfaitement symétrique. De fait, cet indicateur cherche à capter l'information qui est commune à tous les pays : cette information peut donc *a priori* être recueillie en tout point de la zone.

Juxtaposer les soldes d'opinion de tous les pays permet d'utiliser l'information disponible dans son intégralité, contrairement à l'agrégation des séries qui « noie » une partie des spécificités des séries, en négligeant peu ou prou l'information apportée par les plus petits pays. De plus, cela permet, en théorie, un gain en termes d'estimation, puisque l'analyse factorielle est effectuée sur un ensemble plus important de séries (30 variables au lieu de cinq dans le cas de l'approche agrégée).

Les indicateurs construits suivant ces deux perspectives ont le même profil général, mais s'écartent de manière significative à certains moments précis. Ces écarts découlent mécaniquement de l'unique différence entre les deux méthodes, à savoir le choix initial d'agréger ou non les soldes d'opinion. Les épisodes de diver-

gence entre les deux indicateurs surviennent pendant les périodes de synchronisation imparfaite des cycles nationaux au sein de la zone euro.

En effet, les périodes où s'observent des différences entre les deux méthodes de calcul coïncident avec celles où apparaissent des écarts de conjoncture entre les principaux pays de la zone (cf. graphique I). Cela suggère que le modèle factoriel sous-jacent retenu par l'Insee est trop fruste, car il ne permet pas de traiter explicitement l'existence de chocs idiosyncratiques nationaux, c'est-à-dire touchant simultanément tous les soldes d'opinion d'un seul pays.

Comme les mouvements spécifiques de chaque pays ne relèvent pas de l'information commune à l'ensemble de la zone, la méthode de l'Insee conduit sans doute en pratique à les « rejeter », lors de l'extraction du facteur commun, dans les composantes spécifiques de chaque solde (5). À l'inverse, l'approche par agrégation conduit sans doute à intégrer pour une part dans l'indicateur final les mouvements spécifiques des pays les plus importants.

Un modèle pour mieux rendre compte des mouvements spécifiques à chaque pays

Ces imperfections conduisent à proposer un cadre statistique intégré pour l'analyse des enquêtes européennes de conjoncture. Celui-ci vise à produire non seulement une mesure de la conjoncture commune, mais aussi des chroniques conjoncturelles propres à chacun des principaux pays qui composent la zone euro.

De la conjoncture commune aux indicateurs de décalage conjoncturel

On utilise les mêmes séries que celles servant à construire l'indicateur synthétique de l'Insee. Pour chaque pays, cinq soldes d'opinion issus de l'enquête dans l'industrie sont exploités :

3. Le terme d'indicateur « avancé » fait référence à un indicateur dont les évolutions ont un caractère précurseur de celles des variables d'intérêt.

4. Cet indicateur est publié tous les mois dans « Enquêtes européennes de conjoncture », *Informations rapides* et sur le site Internet <http://www.insee.fr>.

5. Ceci induit de fait des corrélations empiriques non nulles entre les composantes spécifiques estimées des soldes d'opinion relatifs à un même pays, contrairement au modèle théorique retenu.

« tendance passée de la production » (TPPA), « tendance prévue de la production » (TPPRE), « opinion sur les carnets de commande globaux » (OSCD), « carnets de commande étrangers » (OSCDE) et « stocks » (OSSK). Un modèle statistique plus complexe permet de capter la conjoncture commune tout en prenant en compte explicitement la possibilité qu'existent des chocs idiosyncratiques par pays. *In fine*, ce modèle plus complet d'analyse du cycle d'activité européen fournira donc de façon cohérente et simultanée l'estimation d'un indicateur synthétique de climat conjoncturel pour la zone euro – ou facteur commun – et d'un jeu de composantes spécifiques pays – ou indicateurs de décalage conjoncturel (IDC) – pour les six principales économies de la zone : France, Allemagne, Italie, Espagne, Belgique et Pays-Bas (cf. encadré).

Les soldes d'opinion des petits pays sont des indicateurs approchés de la conjoncture commune

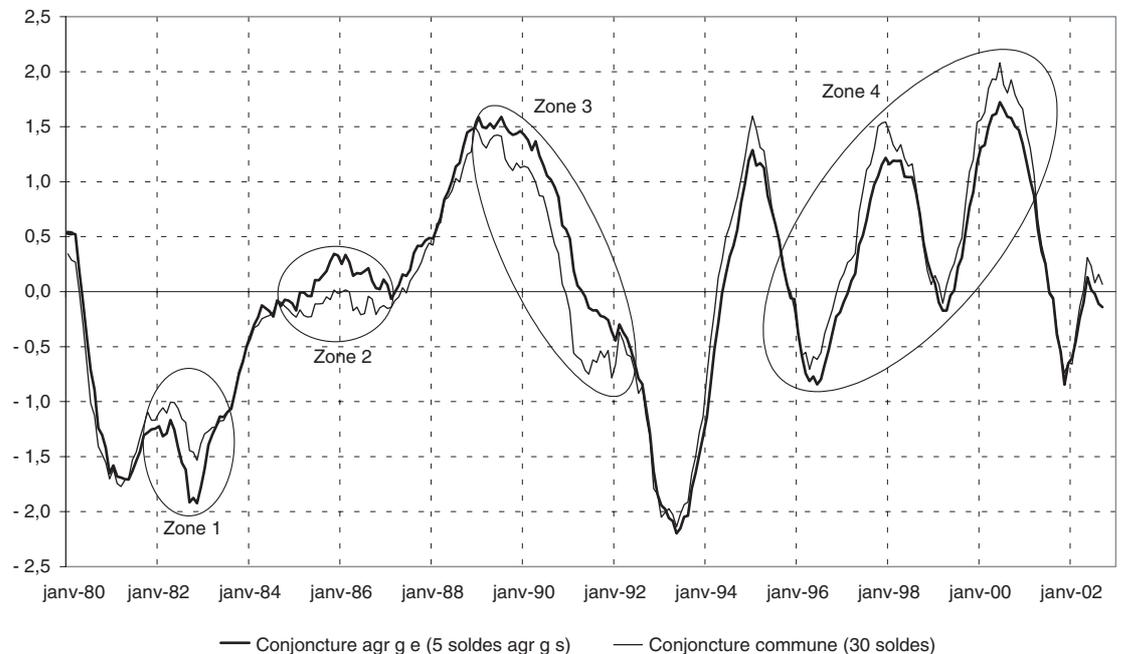
Les valeurs estimées des coefficients des facteurs (*factor loadings*) déterminent de quelle façon chaque solde d'opinion, une fois centré et

réduit, se décompose entre sa composante commune et sa composante spécifiquement nationale. Ils sont directement reliés à la part de variance de chaque solde d'opinion expliquée respectivement par le facteur commun et l'IDC (cf. tableau).

L'influence du facteur commun est bien prépondérante pour tous les soldes d'opinion (avec des coefficients α supérieurs à 0,7 en valeur absolue). La question sur les stocks en Belgique fait toutefois exception, avec un coefficient à - 0,4 seulement. Ce solde d'opinion présente un profil très heurté au mois le mois, que le facteur commun, par nature plus lisse, ne peut retracer qu'avec imprécision. Ce profil très heurté ne relève d'ailleurs pas non plus d'un écart conjoncturel belge, mais plutôt d'un « bruit statistique », car la valeur du coefficient de l'IDC obtenue pour ce solde (- 0,03) est également très faible.

L'étude des paramètres estimés du modèle renseigne également sur les soldes influençant le plus l'estimation empirique du facteur commun. À cet égard, le solde d'opinion relatif aux car-

Graphique I
Conjoncture agrégée et conjoncture commune



Lecture : les divergences entre les deux mesures surviennent à l'occasion d'épisodes de synchronisation imparfaite des conjonctures nationales. (I) : en 1982, la conjoncture française est meilleure que celle de l'Allemagne et de l'Italie, du fait du plan de relance mis en place par le gouvernement socialiste nouvellement élu. (II) : en 1986, les enquêtes de conjoncture allemandes sont mieux orientées que dans le reste de la zone euro, ce qui tire à la hausse les soldes d'opinion agrégés. (III) : la réunification allemande constitue un choc de demande interne positif en 1990-1991, ce qui se traduit par un niveau d'activité plus élevé en Allemagne que chez ses principaux voisins. (IV) : enfin, depuis le point bas du premier semestre 1996, l'activité allemande est globalement en retrait par rapport aux autres pays de la zone. Les indicateurs étant centrés et réduits, l'échelle des ordonnées est exprimée en points d'écart-type. Sources : Insee, Ifo (Allemagne), Istat (Italie), Commission européenne.

nets de commande étrangers en Belgique et aux Pays-Bas, ainsi que la question sur les carnets de commande globaux en Belgique, apparaissent comme les meilleurs indicateurs approchés du facteur commun. L'intérêt des enquêtes de conjoncture des « petits pays », révélatrices des inflexions de la conjoncture commune (en dépit de leur moindre poids dans les variables macroéconomiques agrégées), a été maintes fois souligné par les conjoncturistes. Ce phénomène est probablement à relier au très fort degré d'ouverture de ces pays (part dans le PIB des exportations à destination d'autres pays de la zone). Par ailleurs, le solde d'opinion français relatif aux carnets de commandes étrangères apparaît très influencé par la conjoncture commune de la

zone euro, ce qui peut s'expliquer par la position géographique centrale de la France dans les flux d'échanges extérieurs intra-zone.

Les coefficients des composantes spécifiquement nationales sont sensiblement plus faibles, souvent inférieurs à 0,5 en valeur absolue. L'estimation du premier modèle (un seul facteur commun et pas de facteurs spécifiques pays) demeure donc pertinente en première approximation.

Pour la France, l'Italie et l'Espagne, toutes les questions sont affectées de coefficients de pondération similaires pour l'IDC. En revanche, pour les autres pays certains soldes d'opinion

Encadré

LE MODÈLE

Chaque solde d'opinion est décomposé de la façon suivante :

$$\forall (i,p) \in \{1,\dots,5\} \times \{1,\dots,6\} \quad x_{i,p}(t) = \alpha_{i,p} F_{ZE}(t) + \beta_{i,p} V_p(t) + u_{i,p}(t) \quad (E)$$

où $x_{i,p}$ est le i -ème solde du pays p , F_{ZE} est le facteur commun à tous les soldes de tous les pays, V_p est la composante spécifique au pays p (commune à tous les soldes de ce pays) et $u_{i,p}$ la composante spécifique à la question i du pays p .

Les hypothèses d'orthogonalité – usuelles pour ce type de modèle – sont les suivantes :

$$\forall (i,p) \neq (j,q) \in \{1,\dots,5\} \times \{1,\dots,6\}^2, \forall (t,t') \quad E(u_{i,p}(t) \cdot u_{j,q}(t')) = 0$$

$$\forall i \in \{1,\dots,5\} \quad \forall (p,q) \in \{1,\dots,6\}^2, \forall (t,t') \quad E(u_{i,p}(t) \cdot F_{ZE}(t')) = 0$$

$$E(u_{i,p}(t) \cdot V_q(t')) = 0$$

$$\forall p \in \{1,\dots,6\} \quad \forall (t,t') \quad E(V_p(t) \cdot F_{ZE}(t')) = 0$$

$$\forall p \neq q \in \{1,\dots,6\} \quad \forall (t,t') \quad E(V_p(t) \cdot V_q(t')) = 0$$

Pour chacun des six pays étudiés (Allemagne, France, Italie, Espagne, Belgique et Pays-Bas), cinq soldes d'opinion issus de l'enquête mensuelle dans l'industrie, corrigés des variations saisonnières, sont utilisés :

Tendance passée de la production	(TPPA)
Perspectives d'évolution de la production	(TPPRE)
Carnets de commande	(OSCD)
Carnets de commande étrangers	(OSCDE)
Stocks de produits finis	(OSSK)

Toutefois, le solde d'opinions espagnol relatif à la production passée n'étant disponible qu'à partir de janvier 1987, il n'a pas été pris en compte dans l'analyse. Le modèle est donc estimé à partir de 29 soldes d'opi-

nion, sur la période allant de janvier 1980 à mars 2002. Le détail des calculs est explicité en annexe.

Pour la France, l'Allemagne et l'Italie, les séries utilisées sont respectivement celles de l'Insee, de l'Ifo (Allemagne) et de l'Isae (Italie). Pour les trois autres pays, les données sont celles que publie la Direction ECFIN (DGII) de la Commission européenne.

L'estimation de ce type de modèle peut emprunter deux voies distinctes (Doz et Lengart, 1999). Le cadre naturel pour l'estimation est celui des modèles dynamiques à facteurs : dès lors que la dynamique des variables étudiées est spécifiée, de tels modèles admettent une représentation espace-état et peuvent être estimés par le maximum de vraisemblance à l'aide du filtre de Kalman. Toutefois, si les séries étudiées sont stationnaires (1), les procédures standards d'analyse factorielle statique peuvent être utilisées (au prix d'une perte d'efficacité), car elles fournissent des estimateurs convergents, même dans un cadre dynamique (2).

Rappel sur les modèles existants

Le modèle qui sous-tend la construction des indicateurs aujourd'hui régulièrement publiés (IS pour l'Insee et BCI pour la Commission européenne) est moins exhaustif et s'écrit formellement – sous des hypothèses d'orthogonalité similaires – de la façon suivante :

$$\forall i \in \{1,\dots,n\} \quad y_i(t) = \lambda_i F_{ZE}(t) + u_i(t)$$

1. L'hypothèse de stationnarité, testée à l'aide d'un test de KPSS (Kwiatkowski, Philips, Schmidt et Shin (1992)), est retenue pour l'ensemble des soldes d'opinions utilisés.

2. La construction d'indicateurs synthétiques au niveau national montre qu'une estimation statique par analyse factorielle, plus simple à implémenter, conduit à des résultats acceptables en première approximation. Cela permet de présenter, dans un premier temps, l'exercice avec un modèle statique. L'estimation dynamique du modèle fera l'objet de travaux ultérieurs.

présentent un lien privilégié avec l'IDC. C'est en particulier le cas de la tendance de la production passée (TPPA), des carnets de commande globaux (OSCD) et de l'opinion sur les stocks (OSSK) pour l'Allemagne ; des perspectives de production (TPPRE) et des carnets de commande globaux (OSCD) pour les Pays-Bas.

Dans le cas de l'IDC néerlandais, le coefficient presque nul pour le solde d'opinion relatif aux carnets de commande étrangers résulte de la valeur extrêmement élevée (0,97) du coefficient de pondération obtenu pour la composante commune. Tout se passe comme si le facteur commun rendait compte de l'intégralité de l'information utile de ce solde d'opinion. Ce constat incite d'ailleurs, d'une façon plus générale, à s'interroger a priori sur la pertinence des indicateurs de décalage conjoncturel des deux pays (Belgique et Pays-Bas), dont les soldes d'opinion sont très directement influencés par la tendance commune des enquêtes européennes,

puisque l'essentiel des mouvements communs de leurs soldes d'opinion est déjà capté par le facteur commun de la zone euro.

Des résultats cohérents avec les indicateurs existants

L'indicateur synthétique pour la zone euro issu de ce nouveau modèle est très proche de l'indicateur que publie l'Insee (cf. graphique II). Ceci est logique puisque la définition retenue initialement par l'Insee pour la construction de l'IS est bien celle de la conjoncture commune (même si le modèle sous-jacent est plus fruste). Dans les deux cas, on cherche bien à capter les mouvements réellement communs à toutes les variables, sorte de « plus grand dénominateur commun » des enquêtes européennes.

Des différences subsistent cependant entre le nouvel indicateur et l'indicateur synthétique de

Les paramètres du modèle

		Coefficients des facteurs	
		Facteur commun (α)	Indicateur de décalage conjoncturel (β)
France	Tendance passée de la production	0,89	0,38
	Perspectives d'évolution de la production	0,89	0,26
	Carnets de commande	0,91	0,36
	Carnets de commande étrangers	0,94	0,25
	Stocks de produits finis	- 0,83	- 0,29
Allemagne	Tendance passée de la production	0,72	0,68
	Perspectives d'évolution de la production	0,76	0,00
	Carnets de commande	0,72	0,69
	Carnets de commande étrangers	0,77	0,48
	Stocks de produits finis	- 0,70	- 0,63
Italie	Tendance passée de la production	0,90	0,37
	Perspectives d'évolution de la production	0,85	0,36
	Carnets de commande	0,89	0,46
	Carnets de commande étrangers	0,79	0,40
	Stocks de produits finis	- 0,73	- 0,44
Espagne	Perspectives d'évolution de la production	0,77	0,26
	Carnets de commande	0,84	0,39
	Carnets de commande étrangers	0,78	0,38
	Stocks de produits finis	- 0,78	- 0,45
Belgique	Tendance passée de la production	0,73	0,14
	Perspectives d'évolution de la production	0,91	0,10
	Carnets de commande	0,96	0,21
	Carnets de commande étrangers	0,95	0,32
	Stocks de produits finis	- 0,40	- 0,03
Pays-Bas	Tendance passée de la production	0,63	0,25
	Perspectives d'évolution de la production	0,73	0,34
	Carnets de commande	0,88	0,39
	Carnets de commande étrangers	0,97	- 0,06
	Stocks de produits finis	- 0,68	- 0,64

Lecture : chaque solde est décomposé en deux composantes, le facteur commun à tous les soldes de tous les pays (α), et la composante spécifique au pays (ou indicateur de décalage conjoncturel β) (cf. encadré). Le solde d'opinion français sur la tendance de l'activité passée se décompose en une composante commune (le facteur commun multiplié par 0,89), une composante spécifiquement française (l'IDC français multiplié par 0,38) et une composante résiduelle.

l'Insee. Elles peuvent s'expliquer par la discrimination plus ou moins précise des mouvements observés entre cycle commun et mouvements spécifiques. Elles peuvent également tenir au caractère non dynamique du modèle proposé ici (6).

Les indicateurs de décalage conjoncturel extraits par celui-ci confirment l'existence d'écart de climat conjoncturel. Ces mouvements spécifiquement nationaux correspondent aux divergences d'appréciation pouvant exister à un instant donné entre le climat des affaires perçu par les industriels d'un pays donné et celui perçu plus généralement dans la zone euro. Le modèle statistique estimé ici suppose que les composantes spécifiques pays sont indépendantes deux à deux. Cela semble confirmé en première approximation : les IDC diffèrent considérablement d'un pays à l'autre tant par la datation de leurs points d'inflexion que par l'amplitude et l'orientation de leurs variations (7).

Ces indicateurs sont également cohérents avec ce que suggérerait une lecture plus « naïve » des indicateurs de climat conjoncturel nationaux que publie l'Insee consistant à les comparer

directement avec l'indicateur synthétique de la zone euro (cf. graphique III).

Une grille de lecture de la conjoncture européenne

Les indicateurs synthétiques issus du modèle présenté ici facilitent la lecture des enquêtes européennes de conjoncture. Ils fournissent une description de l'histoire conjoncturelle européenne cohérente avec celle qui se fonde sur les indicateurs existants. Ceci constitue une première validation, qualitative, de tels outils. Le facteur commun permet d'apprécier les fluctuations qui ont été perçues par les industriels de tous les pays étudiés. Aussi peut-on le qualifier de climat des affaires dans la zone euro considé-

6. Si l'enrichissement de la grille de lecture s'avère prometteur, la dimension dynamique du modèle devra être prise en compte par la suite.

7. Il reste que cette hypothèse d'indépendance deux à deux des écarts conjoncturels, faite par souci de simplification, peut être contestée : on pourrait par exemple imaginer qu'un « petit » pays de la zone euro très lié à l'économie d'un « grand » pays a un écart de conjoncture pour partie corrélé avec celui de ce « grand » pays.

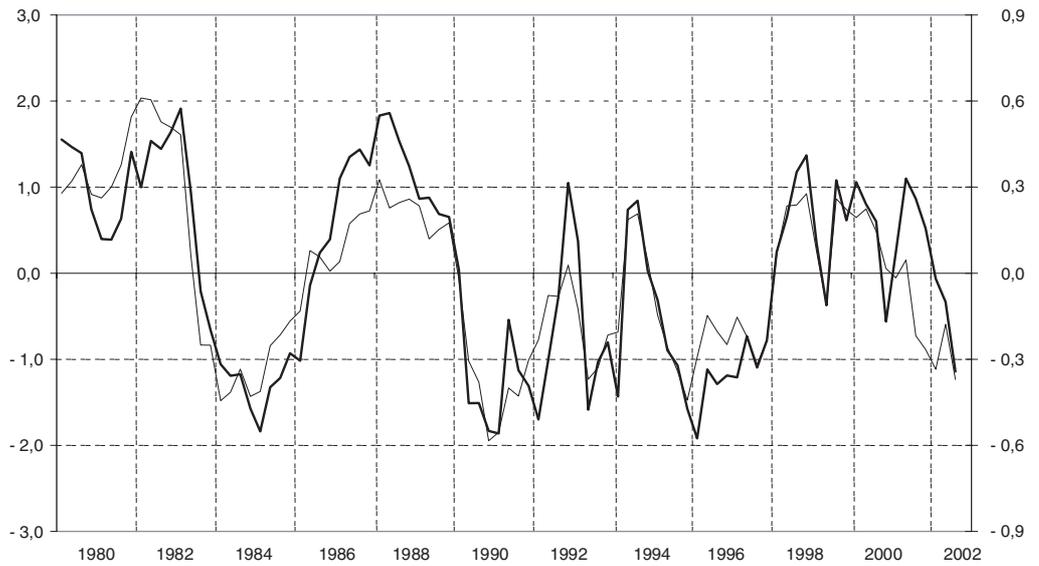
Graphique II
Indicateur synthétique (Insee) et nouvel indicateur



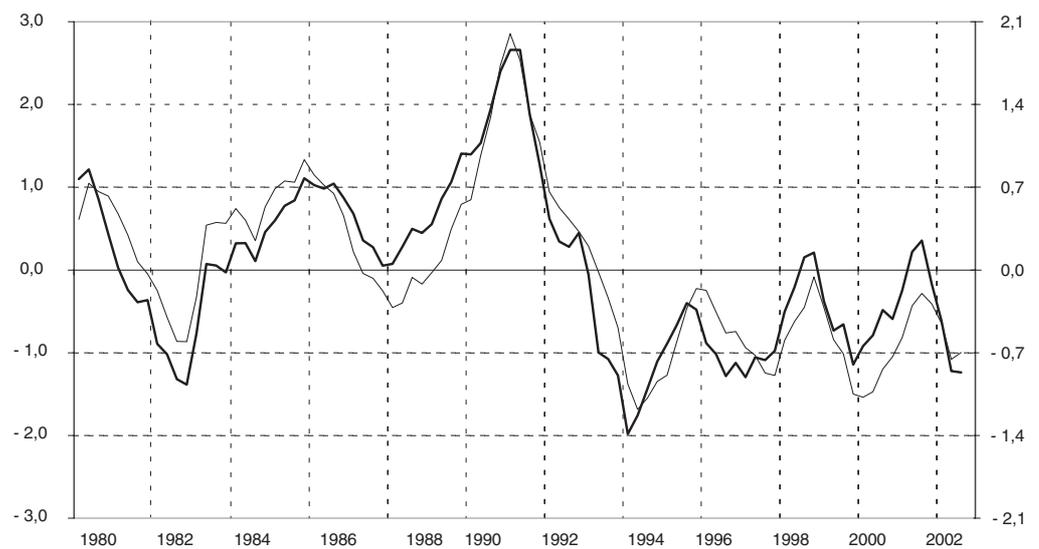
Lecture : le climat conjoncturel de la zone euro mesuré par le nouvel indicateur est très proche de celui que décrivait l'indicateur synthétique que publie l'Insee.
Sources : Insee, Ifo (Allemagne), Isae (Italie), Commission européenne.

Graphique III
Décalages conjoncturels au sein de la zone euro

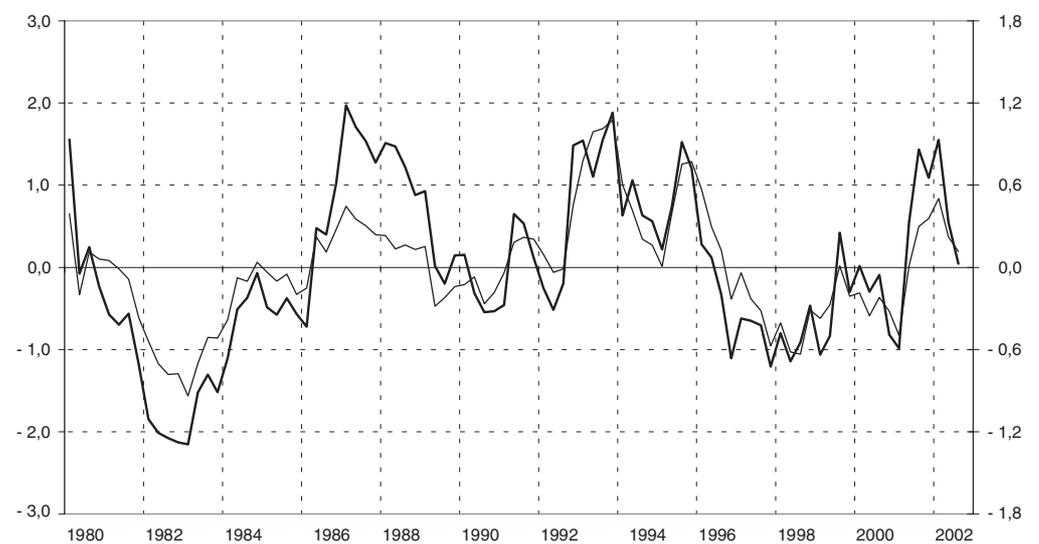
A – France



B – Allemagne

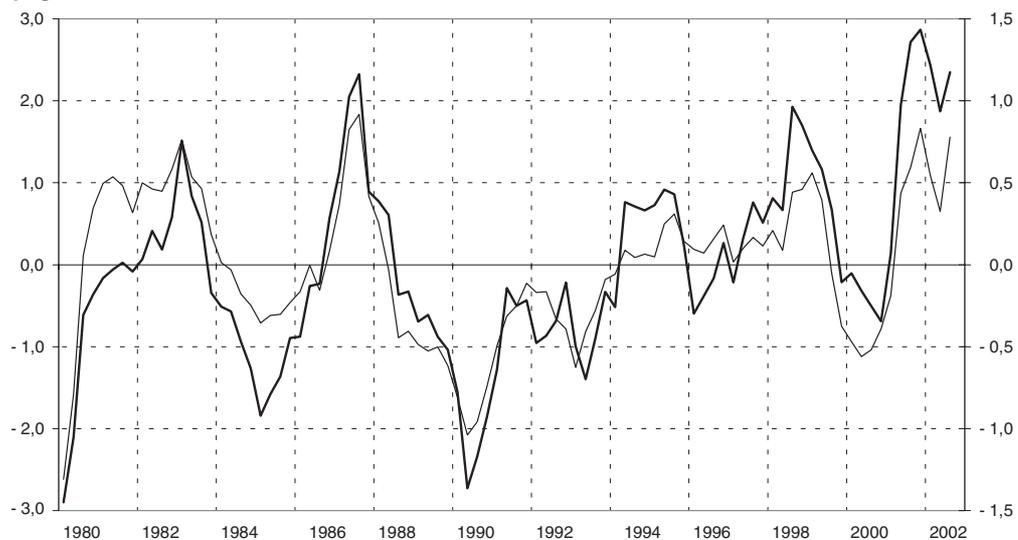


C – Italie

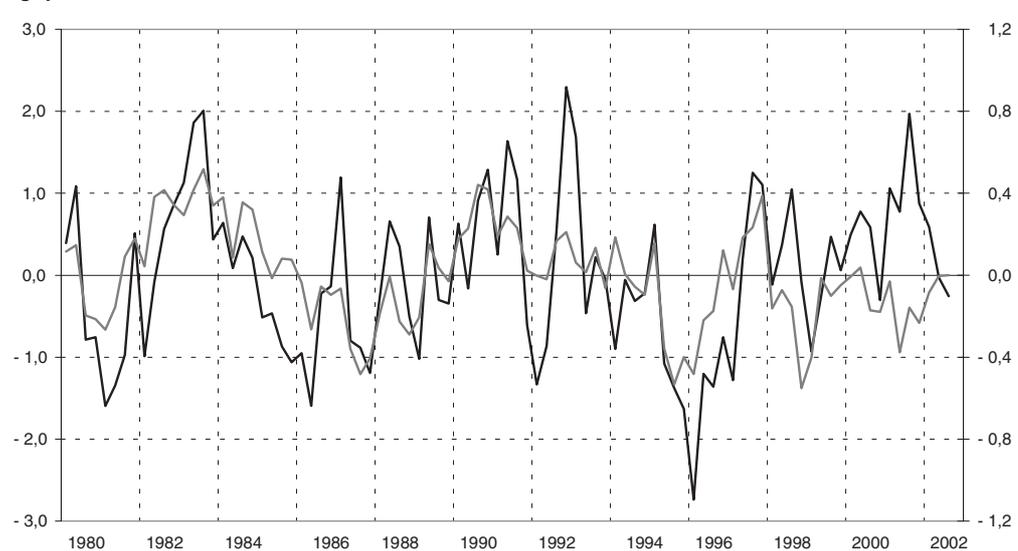


Graphique III (suite)

D – Espagne



E – Belgique



F – Pays Bas



LECTURE : trait épais : indicateur de décalage conjoncturel (IDC, échelle de gauche). Trait fin : écart entre l'indicateur synthétique de climat des affaires de chaque pays et celui de la zone euro (échelle de droite).

En Espagne, par exemple, au premier trimestre de 1987, le climat des affaires devient sensiblement plus optimiste que dans le reste de la zone euro et le demeure jusqu'au deuxième trimestre 1988. Ce diagnostic est confirmé par l'indicateur synthétique (IS) du climat des affaires de l'Espagne, qui enregistre des valeurs supérieures à celle de l'IS de la zone euro (écart positif) sur la même période.

rée comme une entité économique à part entière. Se greffant sur ce mouvement d'ensemble, les indicateurs de décalage conjoncturel conduisent à affiner l'analyse rétrospective en signalant les épisodes pendant lesquels un pays se distingue par rapport au climat commun. La même lecture, pratiquée en temps réel, permet d'apprécier les positions cycliques relatives des différents pays au sein de la zone euro.

Du second choc pétrolier au ralentissement américain : vingt ans de conjoncture européenne

Au cours de l'année 1980, la conjoncture européenne se dégrade progressivement à la suite du second choc pétrolier. Dans la lignée du durcissement de la politique monétaire américaine, la France et l'Allemagne augmentent fortement leurs taux d'intérêt pour éviter la fuite des capitaux et une dépréciation trop forte de leur monnaie par rapport au dollar. Cette rigueur monétaire, combinée aux effets dépressifs du second choc pétrolier, se traduit dès le printemps 1980 par un infléchissement de l'activité européenne, que signale la détérioration prononcée du climat des affaires.

Si le pessimisme des industriels européens se dissipe peu à peu à partir du second semestre de 1983, il faut attendre le milieu des années 1980 pour que le climat des affaires européen redevienne plus favorable, à la suite de la reprise marquée que connaissent les États-Unis en 1984. Dans le contexte de la forte baisse des prix du pétrole, un mouvement de vive accélération est attendu en vain tout au long de 1986. Rétrospectivement, cela conduit à parler de « reprise avortée », phénomène dont rend compte le facteur commun de la zone euro. Il faut attendre le printemps 1987 pour que l'apparition des premiers effets tangibles du « contre-choc pétrolier » (baisse du taux de change du dollar et du prix du baril de pétrole entre l'été 1985 et l'été 1986) se fassent sentir. L'activité continentale européenne connaît alors une période de deux ans de forte expansion, attestée par l'optimisme croissant dont les industriels font montre, optimisme qui culmine au début de 1989.

La perspective de la réunification monétaire allemande (réalisée au 1^{er} juillet 1990) a un impact expansif qui dépasse les seules frontières de l'Allemagne. Ceci permet en particulier, au premier semestre de 1990, de différer l'apparition des effets de la récession intervenue aux États-Unis dès la fin 1989. La perspective d'un conflit

lié à l'invasion du Koweït par l'Irak (le 2 août 1990) précipite la dégradation du climat des affaires et de l'activité industrielle en Europe occidentale. L'activité se stabilise au printemps 1991 au sortir de la guerre du Golfe, mais la conjoncture européenne demeure morose et l'indicateur synthétique de climat des affaires reste à des niveaux faibles. La politique monétaire restrictive décidée par la Bundesbank pour contrer les effets inflationnistes de la réunification s'impose *de facto* à l'ensemble des pays européens dans un contexte de faiblesse conjoncturelle ; elle favorise l'émergence de tensions monétaires qui vont accélérer la baisse des anticipations.

De fait, le pessimisme des industriels européens s'accroît dans le courant du printemps 1992, puis plus encore en septembre 1992 du fait de la première crise du système monétaire européen (sortie de la livre et de la lire, dévaluation de la peseta) : en janvier 1993, le climat des affaires atteint son point bas historique, reflétant en cela la récession dans laquelle l'Europe est plongée. Après un très léger mieux, un dernier accès de pessimisme intervient à l'été 1993, lors des attaques spéculatives contre le franc, auxquelles l'accord de Bruxelles du 2 août 1993 met fin en élargissant (de 5 % à 30 %) les bandes de fluctuation des monnaies participant au SME.

La reprise de 1994-1995 est précédée d'une amélioration continue du climat des affaires. Elle s'interrompt une première fois entre le premier trimestre de 1995 et le printemps 1996 à la suite du coup de froid de l'économie américaine provoqué par la crise mexicaine à la fin de 1994. Un second épisode de ralentissement intervient en 1998 sous l'effet de la crise des pays du Sud-Est asiatique, mais la zone euro (qui voit officiellement le jour le 1^{er} janvier 1999) conserve une activité relativement soutenue, grâce à une forte demande intérieure qui compense le recul des échanges extérieurs. L'indicateur synthétique du climat des affaires demeure d'ailleurs supérieur à sa moyenne de long terme durant ce « trou d'air ».

L'automne 2000 marque la fin de la période d'optimisme et de croissance forte. Les premiers effets du ralentissement américain induisent une dégradation rapide de la confiance des industriels européens, qui deviennent nettement pessimistes au second semestre de 2001.

La désinflation des années 1980 plus laborieuse pour les pays « latins »

Les grands chocs asymétriques survenus au cours de ces vingt dernières années au sein du

groupe de pays constituant aujourd'hui la zone euro sont décelables à travers les pics et les creux des IDC. Ils sont plus particulièrement concentrés sur deux périodes distinctes : entre 1982 et 1987, les pays d'Europe occidentale abordent la désinflation et l'élargissement de la CEE avec des conjonctures disparates et des dynamiques nationales bien spécifiques ; de 1990 à 1995, la réunification allemande entraîne des tensions monétaires au sein du SME qui suscitent divergence et conflits d'intérêt entre les principaux pays de l'Union européenne.

La réorientation de la politique économique aux Pays-Bas, impulsée par la signature des accords de Wassenaar (désindexation des salaires) en 1982, puis l'ancrage nominal au Deutschmark en 1983 autorisent une désinflation rapide et un retour à la stabilité. Ces événements coïncident avec la résorption d'un creux marqué sur la composante spécifique de ce pays (un minimum historique est atteint en février 1982). En France à la même époque, l'IDC fait état d'un optimisme relatif des industriels français par rapport à leurs homologues européens, du fait de la politique de relance mise en place de la mi-1981 à la mi-1982. À l'inverse, le plongeon à compter du printemps 1983 coïncide avec l'accentuation de la politique de rigueur.

Dans la première moitié des années 1980, les IDC traduisent les difficultés d'un groupe « latin » où la désinflation est plus difficile à mettre en œuvre. De 1983 à 1986, la France, l'Italie et l'Espagne connaissent une conjoncture moins favorable que celle du reste de la zone euro. Ce handicap est reflété par les valeurs nettement négatives des IDC de ces trois pays. Ce surcroît de pessimisme relatif des industriels prend fin dès 1984 en Italie, mais perdure jusqu'au printemps 1986 en France. En Espagne, il ne s'éteint qu'à l'approche de l'entrée dans la CEE. Celle-ci devient effective en janvier 1987 et se traduit par un saut de l'IDC espagnol qui devient positif à la fin de 1986 et le restera jusqu'au printemps 1988.

Les crises du SME : divergences et conflits d'intérêts au début des années 1990

En 1990, la perspective de la réunification allemande, qui va soutenir l'activité jusqu'au milieu de 1991, se traduit par un surcroît d'optimisme des industriels allemands (composante spécifique nettement positive). Dans

un contexte de politique monétaire restrictive, l'ajustement drastique de la politique budgétaire au début du second semestre 1991 rendu nécessaire par l'évolution des finances publiques met un terme à la spécificité allemande. Les deux années qui suivent sont traversées de tensions au sein du SME perceptibles au travers des IDC des pays européens. Dans le cas de l'Italie par exemple, les deux dévaluations de la lire, en 1992 et 1995, induisent une relance par le commerce extérieur grâce à l'amélioration de la compétitivité-prix des produits italiens. Ces effets positifs sur l'activité se traduisent par l'optimisme relatif des industriels italiens au quatrième trimestre de 1992 et à l'été 1995.

Enfin, depuis 1998, le rattrapage économique à l'œuvre en Espagne se traduit par un décalage conjoncturel favorable, particulièrement sensible lorsque l'activité ralentit dans la zone euro. Lors du « trou d'air » de 1999, comme pendant le ralentissement de 2001, l'activité reste soutenue en Espagne. Cet avantage se traduit alors par un IDC espagnol nettement positif. L'optimisme relatif des industriels espagnols s'accroît même à la fin de 2001, pour atteindre des niveaux comparables à ceux enregistrés en 1987 à la suite de l'entrée de leur pays dans la CEE

Les économies de la zone euro connaissent des positions cycliques contrastées

À l'automne 2002, il est possible de situer les principales économies de la zone euro les unes par rapport aux autres, suivant la position occupée par chacune d'elle dans le cycle européen. L'Espagne continue d'entretenir un climat nettement plus optimiste que ses voisins, optimisme qui cadre avec des performances de croissance sensiblement meilleures. À l'opposé, la conjoncture allemande demeure globalement en retrait par rapport aux autres pays de la zone. Ce décalage, perceptible au travers de l'IDC, est cohérent avec une activité moins soutenue. Italie, Belgique et Pays-Bas ne se signalent pas par un décalage conjoncturel particulier et suivent le scénario central de l'ensemble de la zone. La France, enfin, connaît maintenant un climat conjoncturel sensiblement plus dégradé que celui de l'ensemble de la zone euro. Cette situation s'inscrit dans le prolongement de la réduction, sur les trois premiers trimestres de 2002, de l'écart de croissance favorable observé depuis 1998. □

BIBLIOGRAPHIE

Asselain J.-C. et al. (2000), *Précis d'histoire européenne*, Armand Colin, Paris.

Bartlett M.S. (1938), « Methods of Estimating Mental Factors », *Nature*, n° 141.

Bentoglio G., Fayolle J. et Lemoine M. (2001), « Unité et pluralité du cycle européen », *Revue de l'OFCE*, juillet.

Crozet Y. et Niveau M. (2000), *Histoire des faits économiques contemporains*, PUF, Collection Quadrige, Paris.

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.

Doz C., Lenglart F. et Rivière P. (2000), « Deux indicateurs synthétiques de l'activité industrielle dans la zone euro », *Note de Conjoncture*, juin, pp. 30-40, Insee.

Erkel-Rousse H. et Prioux G. (2002), « L'apport des enquêtes de conjoncture dans les différents secteurs d'activité à l'analyse conjoncturelle », *Note de Conjoncture*, juin, pp. 26-34, Insee.

Grégoir S. et Lenglart F. (1998), « Un nouvel indicateur pour saisir les retournements de conjoncture », *Économie et Statistique*, n° 314, pp. 39-60.

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

Kwiatkowski D., Phillips P.C.B., Schmidt P. et Shin Y. (1992), « Testing the Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root », *Journal of Econometrics*, n° 54.

Lawley D.N. et Maxwell A.E. (1963), *Factor Analysis as a Statistical Method*, Butterworth & C°, Londres.

Lenglart F., Mora V. et Toutlemonde F. (2002), « Écarts de climat conjoncturel au sein de la zone euro », *Note de Conjoncture*, décembre, pp. 24-31, Insee.

ESTIMER LE MODÈLE À L'AIDE DE L'ANALYSE FACTORIELLE

Le modèle de départ s'écrit formellement de la façon suivante :

$$\forall (i, p) \in \{1, \dots, 5\} \times \{1, \dots, 6\} \quad y_{i,p}(t) = \alpha_{i,p} \cdot F_{ZE}(t) + \beta_{i,p} \cdot V_p(t) + u_{i,p}(t)$$

Prenant pour point de départ cette équation, le modèle peut alors être réécrit sous la forme matricielle suivante :

$$Y(t) = Z \cdot W(t) + U(t) \quad (E1),$$

$$Z = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \beta_{11} & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \alpha_{51} & \beta_{51} & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \alpha_{16} & 0 & \beta_{16} & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \alpha_{56} & 0 & 0 & \beta_{56} \end{bmatrix} \quad Y(t) = \begin{bmatrix} y_{11}(t) \\ \vdots \\ y_{56}(t) \end{bmatrix} \quad W(t) = \begin{bmatrix} F(t) \\ V_1(t) \\ \vdots \\ V_6(t) \end{bmatrix} \quad U(t) = \begin{bmatrix} u_{11}(t) \\ \vdots \\ u_{56}(t) \end{bmatrix}$$

avec

Sous les hypothèses d'orthogonalité du modèle, la variance de chaque solde d'opinion, unitaire s'écrit :

$$\forall (i, p) \in \{1, \dots, 5\} \times \{1, \dots, 6\}, \text{Var}\{u_{i,p}\} = d_{i,p}^2 \quad \text{et} \quad \text{Var}\{y_{i,p}\} = \alpha_{i,p}^2 + \beta_{i,p}^2 + d_{i,p}^2 = 1 \quad (E2)$$

La matrice de variance-covariance théorique de Y s'écrit alors sous une forme simple (on notera Z' la transposée de Z) en reprenant l'équation (E1) :

$$C = \text{Var}\{Y\} = Z \cdot Z' + D \quad (E3), \quad \text{avec} \quad D = \begin{bmatrix} d_{11}^2 & & 0 \\ & \ddots & \\ 0 & & d_{56}^2 \end{bmatrix}$$

Si l'on note A la matrice de variance-covariance empirique des observations, la log-vraisemblance du modèle peut s'écrire, à une constante près (1) :

$$L_T = \sum_{t=1}^T \ln(l_t) = -\frac{T-1}{2} \cdot \ln[\det(C)] - \frac{T-1}{2} \cdot \text{Trace}[C^{-1} \cdot A]$$

Il est maintenant possible d'estimer les paramètres du modèle par une procédure classique de maximisation de la log-vraisemblance L_T . Les paramètres du modèle, au nombre de 58, sont les pondérations α_i et β_i , les d_i étant implicitement déterminés par la contrainte (E2).

Il reste alors à calculer de manière explicite le facteur commun et les composantes spécifiques nationales. L'explicitation des facteurs se fait conformément à la méthode de Bartlett (1938) visant à minimiser la somme des carrés des composantes spécifiques question u_p , normalisées par leur écart-type d_p .

Si l'on note \hat{F}_{ZE} et \hat{V}_p les valeurs estimées des facteurs, ceci revient formellement à poser le programme suivant :

$$\text{Min}_{(F,V)} \left\{ \sum_{i=1}^5 \sum_{p=1}^6 (y_{i,p} - \alpha_{i,p} \cdot \hat{F}_{ZE} - \beta_{i,p} \cdot \hat{V}_p)^2 / d_{i,p}^2 \right\}$$

L'écriture de la condition de premier ordre conduit à une équation qui, en reprenant les notations de l'écriture matricielle du modèle, s'écrit :

$$(Z' \cdot D^{-1} \cdot Z) \cdot \hat{W} - Z' \cdot D^{-1} \cdot Y = 0$$

On obtient donc, pour le vecteur des facteurs noté plus haut W , l'estimation suivante :

$$\hat{W} = (Z' \cdot D^{-1} \cdot Z)^{-1} \cdot Z' \cdot D^{-1} \cdot Y$$

1. Voir par exemple Lawley et Maxwell (1963).

Le guichet unique des **Statistiques d'Entreprises**

alisse.insee.fr



Situez

**votre entreprise
dans son secteur d'activité**

Comparez

**les performances
des entreprises**

- d'un secteur à l'autre
- d'une année à l'autre
- d'un pays à l'autre

**2 millions
de données
sur les
entreprises**

**16
sources
statistiques**

**7 niveaux
d'activités
à explorer**

ALISSE

**Accès en Ligne aux Statistiques
Structurelles d'Entreprises**