

Une publication du Centre d'Observation Économique de la CCIP

# Documents de travail

## Un Nouvel Indicateur d'Entrée et Sortie de Récession

**pour la Zone Euro**

**Laurent Ferrara**

JUIN 2006 • N° 72

**Les Documents de Travail reflètent l'opinion de leurs auteurs  
et n'engagent pas la Chambre de Commerce et d'Industrie de Paris**

**Document de travail : Publication du Centre d'Observation Economique de la CCIP,  
27 avenue de Friedland 75008 Paris, Tél. 01 55 65 70 77  
Directeur de publication : N. JACQUET  
Imprimeur : PDI Imprimerie 2-4 rue de Bourgogne 95310 Saint-Ouen l'Aumone  
Commission paritaire : n° 838 ADEP - 29.01.75  
ISSN : 0999-1174, ISBN : 2-85504-504-5, Dépôt légal : juin 2006, COE- DT02/06  
Prix : 11 euros  
Mise en page : S. RANGER, Infographie : C. TILLARD-TETE**

**Reproduction interdite**

CENTRE D'OBSERVATION ECONOMIQUE

***UN NOUVEL INDICATEUR D'ENTRÉE  
ET SORTIE DE RECESSION  
POUR LA ZONE EURO***

Par Laurent Ferrara (COE, Paris)



## **Résumé :**

Dans ce document, nous proposons un nouvel indicateur coïncident mensuel d'entrée et sortie de récession (IESR) pour la zone euro, construit à partir d'un modèle à changements de régimes markoviens, introduit en économétrie par Hamilton (1989). Nous reprenons la méthodologie élaborée pour le développement de l'indicateur IESR pour les Etats-Unis (voir Anas et Ferrara, 2002, 2004). A partir d'un ensemble de quatre séries représentatives du cycle des affaires (*business cycle*), on montre que l'indicateur permet de reproduire les quatre périodes de récession traversées par la zone euro de 1970 à 2000. En utilisant cet indicateur au cours de la dernière phase baissière du cycle de croissance, depuis 2001, les résultats obtenus montrent que la zone euro a connu un phénomène de « quasi-récession » fin 2001- début 2002. Toutefois, nous ne pouvons conclure à l'occurrence d'une récession globale sur cette période, du fait d'un manque de diffusion du phénomène parmi les pays de la zone euro. Depuis la fin de l'année 2005, l'IESR de la zone euro est diffusé tous les mois sur le site internet du COE ([www.coe.ccip.fr](http://www.coe.ccip.fr), rubrique « Indicateurs »).

## **Abstract**

In this paper, we propose a new coincident monthly indicator to detect in real-time the start and the end of an economic recession phase for the Euro area. In this respect, we use the methodology proposed in Anas and Ferrara (2002, 2004) as regards the recession indicator for the US, based on Markov-Switching processes popularized in economics by Hamilton (1989). By using a set of four monthly time series, we show that this start-end recession indicator (SERI) is able to reproduce all the recession phases experienced by the Euro area since 1970. As regards the last low phase of the growth cycle in the Euro area, started in 2001, empirical results show that the Euro area experienced a « quasi-recession » phase, located between the end of the 2001 year and the beginning of 2002, without a global recession. This is due to a lack of diffusion of this phenomena among the main Euro-zone countries, though it was synchronized. Since the end of 2005, this new indicator is released each month on the COE's web site ([www.coe.ccip.fr](http://www.coe.ccip.fr), section "Indicateurs").



## SOMMAIRE

Introduction .....	7
1. Méthodologie .....	7
1.1. Le modèle statistique à changements de régimes markoviens .....	7
1.2. Le choix des séries .....	8
1.3. Agrégation de l'information .....	9
1.4. Délais de publication .....	10
2. Mise en œuvre .....	10
2.1. Résultats sur la période 1971-2000.....	10
2.2. Résultats dynamiques sur le dernier cycle depuis janvier 2001 – décembre 2005.....	14
Conclusion .....	15
Références.....	16
Figures .....	17



## Introduction

L'objectif de ce document de travail est de proposer un nouvel indicateur mensuel capable de détecter en temps réel les récessions économiques au sein de la zone euro. Dans les économies industrialisées, notamment celles du G7, les récessions économiques se caractérisent par une baisse significative de l'activité, largement diffusée au sein des secteurs économiques, d'une durée égale à au moins deux trimestres. On se réfère aux travaux originaux du NBER sur le sujet (voir en particulier Burns et Mitchel, 1946). Les conséquences d'un tel choc se répercutent sur l'ensemble des acteurs économiques, en particulier l'emploi salarié est généralement très impacté. Disposer d'un système d'information fiable capable de détecter le plus rapidement possible les débuts, mais également les sorties, des phases de récession est d'une importance cruciale pour la bonne gestion de la politique économique. La rapidité du système peut permettre d'éviter une propagation du ralentissement économique en cours. Pour autant, la fiabilité du signal est au moins aussi importante, car, par exemple, mener une politique de relance en l'absence de véritable récession peut conduire à des effets contra-cycliques désastreux.

Ainsi, lorsqu'on cherche à développer un indicateur économique en temps réel, on doit arbitrer entre l'avance et la fiabilité de l'indicateur. En clair, plus le signal émis par l'indicateur est rapide, plus le risque de se tromper est élevé, et inversement. En termes de risques d'erreur, deux risques non symétriques apparaissent alors :

$\alpha$  = le risque de première espèce = risque d'annoncer une récession à tort,

$\beta$  = le risque de seconde espèce = risque de ne pas annoncer une récession à tort.

Dans le cas éminent sensible de l'occurrence d'une récession, il nous semble préférable de minimiser le risque de 1<sup>ère</sup> espèce. En effet, on préférera donner un signal d'entrée en récession un peu plus tardivement plutôt que d'annoncer rapidement une récession qui n'a pas lieu. On construira donc notre indicateur d'entrée et sortie de récession (IESR) avec pour objectif de minimiser le risque de 1<sup>ère</sup> espèce.

Bien heureusement, les récessions économiques sont relativement rares dans les pays de la zone

euro. Depuis 1970, la zone euro a connue quatre récessions (voir le document de Anas, Billio, Ferrara et LoDuca, 2003, et les références contenues dedans, ainsi que les travaux du CEPR, 2003) : le premier choc pétrolier (Q2 1974 – Q1 1975, 3 trimestres), le second choc pétrolier avec un "double-dip" (Q1 1980 – Q4 1980, 3 trimestres, et Q4 1981 – Q4 1982, 4 trimestres) et enfin la récession de 1992-93 (Q1 1992 – Q1 1993, 4 trimestres). Plus récemment, la question de l'occurrence d'une récession au sein de la zone euro entre 2001 et 2003 s'est posée avec force dans le débat économique. En se basant sur cette datation du cycle d'affaires, nous proposons ici un nouvel indicateur mensuel d'entrée et sortie de récession pour la zone euro (noté : IESR euro). L'indicateur est calibré sur la période 1970 – 2000 et il est utilisé en simulation de temps réel à l'aide d'une approche dynamique de janvier 2001 jusqu'à décembre 2005.

La première partie de ce document présente la méthodologie de l'indicateur et la seconde partie s'intéresse aux résultats de l'indicateur sur la période 1970 – 2000, puis au cours du dernier cycle économique de la zone euro depuis janvier 2001.

## 1. Méthodologie

### 1.1. Le modèle statistique à changements de régimes markoviens

Les modèles à changements de régimes markoviens ont été introduits dans la littérature économétrique par Hamilton (1989) afin de prendre en compte un certain type de non stationnarité présente dans de nombreuses séries à caractère économique et financier. Depuis le travail original de Hamilton, un grand nombre d'études théoriques et empiriques ont été proposées en économétrie sur ce type de modèles (pour une application récente, voir Chauvet et Yu, 2006). Ce type de modèle est intéressant pour les praticiens car il permet d'obtenir à tout moment une probabilité d'occurrence d'une certaine variable qualitative inobservable qui est supposée suivre une chaîne de Markov à  $K$  états. En économie, la variable inobservable, que l'on note  $(S_t)_i$ , est souvent supposée représenter l'état courant de l'économie.

On définit le processus  $(Y_{ij})_t$  comme étant un processus MS(K) s'il vérifie les équations suivantes, dans le cas d'un processus AR(p), :

$$Y_t = \mu_{St} + \phi_1(X_{t-1} - \mu_{St-1}) + \dots + \phi_p(X_{t-p} - \mu_{St-p}) + \varepsilon_t \quad (1)$$

où  $(\varepsilon_t)_t$  est un processus bruit blanc de variance finie inconnue  $\sigma^2$ . De plus, la représentation complète du processus MS(K)-AR(p) requiert la spécification de la variable  $(S_{ij})_t$  comme une chaîne de Markov à K régimes. C'est-à-dire, pour tout  $t$ ,  $S_t$  ne dépend que de  $S_{t-1}$ , i.e : pour  $i, j = 1, \dots, K$ ,

$$P(S_t = j \mid S_{t-1} = i, S_{t-2} = i, \dots) = P(S_t = j \mid S_{t-1} = i) = p_{ij} \quad (2)$$

Les probabilités  $(p_{ij})_{i,j=1,\dots,K}$  sont appelées les probabilités de transition ; elles mesurent la probabilité de rester dans le même régime et de passer d'un régime à l'autre. On obtient alors de manière triviale l'égalité suivante :

$$p_{11} + p_{12} + \dots + p_{1K} = 1. \quad (3)$$

Pour chaque régime  $i$ , la probabilité  $p_{ii}$  constitue une mesure de la persistance du régime  $i$ .

Pour plus de détails sur ce type de modèle, on renvoie le lecteur intéressé à la monographie de Hamilton (1994) ou, par exemple, au papier de Clements et Krolzig (2003).

## 1.2. Le choix des séries

Notre objectif est de construire un indicateur de fréquence mensuelle, ce qui limite fortement le champ d'investigation des variables. En effet, le nombre de séries mensuelles disponibles pour la zone euro est faible en comparaison de celui pour les Etats-Unis. Par exemple, les séries de l'emploi salarié ou du taux d'utilisation des capacités de production ne sont disponibles que sur une fréquence trimestrielle. Autre difficulté inhérente à la zone euro, la plupart des séries d'intérêt proposées dans les bases de données officielles ne commencent qu'en 1991, soit après la réunification allemande. Or, depuis 1991, nous ne disposons que d'une seule période de récession pour pouvoir calibrer nos modèles. L'ensemble d'apprentissage est donc relativement

réduit par rapport à celui des Etats-Unis. Ceci étant spécifié, il est à noter que Eurostat dispose d'un système d'information de plus en plus large, fiable et rapide, se rapprochant de son benchmark américain.

Parmi l'ensemble des séries d'intérêt, deux semblent particulièrement appropriées : l'indice de la production industrielle (IPI) manufacturière et le taux de chômage. En effet, l'étude réalisée par Anas, Billio, Ferrara et LoDuca (2003) a montré que, pour la zone euro, chaque récession industrielle a été concomitante avec une récession globale. Donc, l'information contenue dans la série de l'IPI manufacturier semble utile pour détecter les récessions globales. De plus, les séries relatives à l'emploi sont généralement d'une grande importance pour estimer l'occurrence d'une récession. En particulier, ces deux séries sont utilisées aux Etats-Unis par le comité de datation du NBER pour dater les récessions (NBER, 2003). Notons enfin que l'indicateur IESR USA développé par le COE (Anas et Ferrara, 2002, 2004) contient également l'IPI manufacturier, ainsi que la série de l'emploi salarié. La série de l'IPI manufacturier pour la zone euro commence en 1971, alors que celle du taux de chômage ne débute officiellement qu'en janvier 1982. Nous avons rétro-polé cette série de manière rigoureuse jusqu'en 1971 à partir des taux de chômage des trois principaux pays de la zone (Allemagne, France et Italie).

Devant le manque de longues séries historiques mensuelles pour la zone euro, nous avons décidé de nous intéresser aux séries d'enquêtes pour la zone euro, la base de données constituée par la DG-Ec-Fin de la Commission Européenne étant particulièrement riche sur le sujet. En effet, depuis 1985, diverses enquêtes d'opinion européennes sont harmonisées puis agrégées au niveau de la zone euro par la Commission, concernant l'industrie, les services, les consommateurs, les ventes au détail, la construction et l'investissement (voir la rubrique « Indicators » du site [http://europa.eu.int/comm/economy\\_finance/index\\_en.htm](http://europa.eu.int/comm/economy_finance/index_en.htm)). D'autre part l'INSEE fournit également des séries d'enquêtes relatives à la zone euro dans son ensemble. Après avoir balayé l'ensemble des séries disponibles pour la zone euro, nous avons retenu l'indice de confiance des consommateurs diffusé par l'INSEE. Cette série ne

débutant qu'en 1985, nous avons rétro-polé cette série jusqu'en 1973 à partir des séries d'enquêtes disponibles pour la France, l'Allemagne et l'Italie.

Enfin, la série des immatriculations de véhicules neufs au sein de la zone euro constitue un bon indicateur de l'activité économique, traduisant en particulier la capacité que les ménages ont à consommer. Par exemple, pour la France, les points de retournements du cycle automobile correspondent à ceux du cycle classique (voir Anas, 2005). Par ailleurs, cette série est également utilisée dans le modèle de prévision pour la zone euro établi par la DG-EcFin de la Commission Européenne (voir Grasmann et Keereman, 2001).

### Remarque :

Nous avons considéré l'apport de nombreuses séries à l'IESR zone euro, notamment des séries d'enquêtes dans divers secteurs. Nous avons également considéré l'IESR calculé pour les Etats-Unis. Il apparaît que cet indicateur constitue un excellent indicateur avancé du cycle d'affaires de la zone euro. Malheureusement, son avance n'est pas stable au cours du temps et nous manquons d'observations pour proposer une évolution de la dynamique de cette avance. En effet, pour les 3 premières récessions, l'avance se situe entre 1 et 2 trimestres. Mais pour 1992-93, la réunification allemande a retardé la récession en zone euro (qui avait commencé plus tôt en France et en Italie), d'où une avance de 7 trimestres. Par conséquent, nous avons préféré ne pas utiliser l'information contenue dans cette série dans l'IESR euro.

### Résultats :

Nous retenons comme composantes de l'indicateur les 4 séries suivantes :

- **IPI manufacturier** en variations sur 12 mois, (disponible depuis 1990, source Eurostat, base EuroIInd, rétro-polé par le COE jusqu'en 1971).
- **Taux de chômage** inversé en variation sur 3 mois (disponible depuis Janvier 1982, source Eurostat, base EuroIInd, rétro-polé par le COE jusqu'en 1971).
- **Indice de confiance des consommateurs** en différences sur 9 mois (disponible depuis 1985 Enquête consommateurs,

source INSEE, rétro-polé par le COE jusqu'en janvier 1973).

- **Immatriculations de véhicules particuliers** pour la zone euro en variations sur 12 mois et en moyenne mobile sur 6 mois non centrée (disponible depuis janvier 1972, source : ACEA , désaisonnalisée par le COE) .

### 1.3. Agrégation de l'information

Nous allons maintenant agréger les probabilités filtrées issues des modèles à changements de régime markoviens en s'inspirant de la méthodologie de l'IESR USA et des indicateurs avancés IARC développés par le COE (voir Anas et Ferrara, 2002, 2004). Cette agrégation se fera depuis octobre 1973, la plus tardive des dates de début des 4 composantes. L'agrégation des probabilités filtrées doit se faire en tenant compte des risques de faux signaux et de signaux manqués. On note  $\alpha^k$  et  $\beta^k$  respectivement le nombre de faux signaux de récession (erreur de type I) et le nombre de récessions manquées (erreur de type II) par la variable  $(X^k)_t$ , pour  $k=1, \dots, N$ ,  $N$  étant le nombre de composantes de l'indicateur (dans notre cas  $N=4$ ). Ainsi, si la variable reproduit parfaitement les 4 récessions référencées dans la zone euro, le nombre de signaux émis par la variable sera égal à 4. Pour estimer les risques empiriques, on comptera le nombre de faux signaux et de récessions manquées par la variables, que l'on ramènera au nombre de récessions référencées. Ainsi, le poids de chaque variable  $(X^k)_t$ , est donné par :

$$\omega_k = \frac{4}{4 + \alpha_k + \beta_k}$$

On normalise alors ces poids en prenant :

$$\bar{\omega}_k = \frac{\omega_k}{\sum_{k=1}^N \omega_k}$$

Ainsi, l'indicateur IESR est donné par l'équation suivante, à chaque date  $t$  :

$$IESR_t = \sum_{k=1}^N \bar{\omega}_k P_t^k$$

où  $P_t^k$  est la probabilité filtrée d'être en récession fournie le modèle MS appliquée à la variable

$(X^k)_t$ . Les poids empiriques sont estimés dans la section suivante.

#### 1.4. Délais de publication

La disponibilité en temps réel des données est la suivante :

- IPI manufacturier : environ 47 jours après la fin du mois de référence
- Taux de chômage : environ 34 jours après la fin du mois de référence
- Confiance des consommateurs : dernier jour ouvrable du mois de référence
- Immatriculations : environ 13 jours après la fin du mois de référence

Ainsi, par exemple, l'IESR euro du mois de septembre 2004 aurait pu être au mieux diffusé le 17 novembre 2004. Afin d'accélérer le processus de diffusion, nous avons calibré la variation annuelle de l'IPI manufacturier à partir des enquêtes dans l'industrie diffusées par la DG EcFin, en général, 2 jours avant la fin du mois de référence. La méthode utilisée combine les prévisions issues de chacun des 7 items de l'enquête (voir Ferrara, 2005). Ainsi, une première estimation du IESR zone euro pourrait être publiée en temps réel 34 jours après la fin du mois de référence (soit un gain de 13 jours). Ce délai est proche de celui obtenu pour l'IESR USA. De plus, une estimation fine par anticipation du taux de chômage permettrait de réduire le délai de diffusion. Pour cela, nous avons utilisé un prédicteur naïf de la série brute qui estime la série au temps  $t$  par la série au temps  $t-1$  à laquelle on rajoute la variation entre  $t-2$  et  $t-1$ . Du fait de la forte persistance de la série du taux de chômage, cet estimateur fournit de bons résultats. Par conséquent, la première estimation du IESR permet de réduire fortement les délais de diffusion en étant diffusé dès que les chiffres des immatriculations sont connus, **soit environ 13 jours après la fin du mois de référence.**

## 2. Mise en oeuvre

Dans un premier temps, on calibre notre indicateur sur la période allant d'octobre 1973 à décembre 2000. Puis, dans un second temps, on utilise l'indicateur dans une approche dynamique afin d'identifier le signal qu'il aurait produit en

temps réel au cours du dernier cycle dans la zone euro, de janvier 2001 à décembre 2005.

### 2.1. Résultats sur la période 1971 - 2000

#### Stationnarité des séries

Les tests de stationnarité classiques, de type Dickey-Fuller Augmenté, soulignent la non-stationnarité des séries de l'IPI manufacturier, du taux de chômage et des immatriculations, bien qu'il soit impossible de discriminer à échantillon fini entre une non-stationnarité de type DS (*Difference Stationary*) et une non-stationnarité de type TS (*Trend Stationary*). Nous allons donc stationnariser les séries en prenant leur glissement sur une période donnée. Ce glissement est choisi par minimisation du critère QPS (Quadratic Probability Score) qui mesure l'écart entre les dates de référence des récessions et les dates estimés par le modèle MS appliqué à la série.

Ce critère QPS est défini par :

$$QPS = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (R_t - P_t)^2 ,$$

où, pour  $t=1, \dots, T$ ,  $(P_t)_t$  est la probabilité filtrée d'être en récession issue du modèle MS et  $(R_t)_t$  est égal à 1 pendant les phases de récession et zéro sinon. Ainsi, nous choisissons de prendre la série de l'IPI et celle des immatriculations en variations sur 12 mois et la série du taux de chômage en différenciation sur 3 mois et inversée.

S'agissant de l'indice de confiance des consommateurs de nombreuses études empiriques ont souligné la difficulté de connaître le degré de stationnarité des enquêtes d'opinion. Les tests effectués sur cette série indiquent la présence d'une racine unitaire sur la série, avec un risque de 5%. Ainsi, nous avons décidé de différencier la série, comme cela est fait dans la plupart des modèles macro-économiques, tel que celui développé par l'OCDE (voir Sédillot et Pain, 2005). Le degré de lissage choisi est la variation sur 9 mois, au sens du QPS.

**Remarque** : Correction sur les séries

Deux des quatre composantes de l'indicateur ont subies des corrections statistiques. D'abord, un test de Perron sur la série du taux de chômage au

sein de la zone euro met en évidence une rupture datée au mois de juillet 1984. Une analyse d'intervention sur la série stationnarisée estime à 0,1704 l'impact rémanent sur la série. La série définitive est alors corrigée de cet impact avant cette date.

Ensuite, la série des immatriculations a été corrigée de l'effet « pot catalytique ». L'introduction des pots catalytiques obligatoires sur les véhicules date du mois de janvier 1993. Cette loi a entraîné de fortes ventes sur la fin de l'année 1992, suivi d'une chute des ventes en janvier 1993, impliquant ainsi une rupture dans la série.

### **Spécification et estimation des modèles**

On utilise un modèle à changements de régimes markoviens avec  $K$  régimes. Le choix du nombre  $K$  de régimes approprié est un problème récurrent dans l'économétrie appliquée. Ce choix peut être soit issu des données (*data-driven*), à l'aide d'un test de type Hansen (1992), soit issu d'une connaissance *a priori* du praticien (voir par exemple Ferrara, 2003). On notera également qu'en analyse cyclique, la spécification du modèle peut se faire *a posteriori* par adéquation avec les phases connues du cycle de référence.

Des études empiriques ont proposé de traiter les séries d'enquêtes à l'aide d'un modèle à  $K=3$  régimes (voir Ladiray et Mazzi, 2002). L'idée sous-jacente étant que l'information contenue dans les réponses aux enquêtes d'opinion est codée de manière à fournir une indication sur l'évolution de l'activité : positive, stable ou négative. On peut alors supposer l'existence d'une variable qualitative cachée à trois états qui résume l'information des séries d'enquêtes.

S'agissant des séries de l'IPI manufacturier, du taux de chômage et des immatriculations, on

utilisera un modèle à trois régimes par cohérence avec le modèle sur les enquêtes, mais également en faisant l'hypothèse que ces trois régimes (régimes bas, intermédiaire et haut) correspondent respectivement aux phases suivantes du cycle :

- récession
- croissance en dessous de la croissance tendancielle sans récession
- croissance au-dessus de la croissance tendancielle.

D'autre part, on observe que l'introduction d'un troisième régime dans les séries permet de décrire correctement les faits stylisés du cycle d'affaires de la zone euro, alors que cela n'a pas été possible avec un modèle à seulement deux régimes.

Le modèle à changements de régimes markoviens avec 3 régimes (noté MS(3)) spécifié ne comporte pas de terme autorégressif et on suppose une variance constante pour chacun des régimes, sauf dans le cas de la série des immatriculations qui est plus volatile. Ce modèle correspond à la spécification MSI dans le module MSVAR développé par H.-M. Krolzig pour le logiciel Ox.

Les résultats relatifs aux modèles estimés pour chacune des séries sont présentés dans le tableau 1. On observe que les durées moyennes du régime de récession (autour de 1 an) sont proches et cohérentes avec les durées estimées par d'autres études. De plus, la durée du régime bas est 3 fois plus courte que celle des 2 autres régimes (sauf pour l'enquête d'opinion pour laquelle la durée du régime bas est 2 fois plus courte). On retient comme probabilité en temps réel d'être en récession la probabilité filtrée d'être dans le régime bas. Les évolutions des probabilités filtrées d'appartenance au régime bas sont présentées dans les figures en annexe.

**Tableau 1.- Estimation des paramètres et des écarts-type du modèle MS et durée moyenne en mois des régimes pour les 4 composantes (données jusqu'à décembre 2000)**

	IPI.	Chômage	Consommateurs	Immatriculations
<b>Date de début</b>	Jan 1972	Avril 1971	Oct 1973	Jan 1972
<b>Paramètres</b>				
P <sub>11</sub>	0.9155	0.9612	0.9250	0.9588
P <sub>22</sub>	0.9353	0.9664	0.9231	0.9419
P <sub>33</sub>	0.9503	0.9683	0.9050	0.9193
μ <sub>1</sub>	-5.0127 (0.3830)	-0.2377 (0.0138)	-96.27 (6.5345)	-4.0549 (0.5166)
μ <sub>2</sub>	1.4401 (0.2284)	-0.0056 (0.0116)	2.35 (7.3738)	4.8858 (0.3081)
μ <sub>3</sub>	5.8921 (0.2261)	0.2270 (0.0147)	101.38 (9.66)	12.7277 (0.8446)
σ	2.0673	0.1049	41.47	4.7406
σ <sub>2</sub>				2.4356
σ <sub>3</sub>				3.9110
<b>Durée moyenne</b>				
Régime bas	12	13	13	24
Régime intermédiaire	15	8	13	17
Régime haut	20	24	11	12

**Tableau 2.- Chronologie du cycle d'affaires de la zone euro et des composantes IESR (Référence issue de Anas et al., 2003)**

Dates		Référence	IPI	Chômage	Confiance	Immatriculations
1974-75	Pic	Q2 1974	M10 1974	M8 1974	NA	M10 1973
	Creux	Q1 1975	M11 1975	M6 1975	M10 1974	M9 1975
1980	Pic	Q1 1980	M8 1980	M11 1980	M6 1979	M11 1979
	Creux	Q4 1980	M4 1981	M12 1981	M9 1981	
1982	Pic	Q4 1981	M5 1982	M4 1982		
	Creux	Q4 1982	M4 1983	M12 1982		M2 1982
1992-93	Pic	Q1 1992	M6 1992	M6 1992	M7 1992	M9 1991
	Creux	Q1 1993	M11 1993	M3 1994	M8 1993	M4 1994

Les séries de l'IPI manufacturier et du taux de chômage permettent de retrouver exactement les quatre périodes de récessions traversées par la zone euro depuis 1970, ce qui constitue une preuve empirique de la fiabilité de ces composantes. La série des immatriculations permet d'estimer seulement trois des quatre récessions ; la deuxième récession du « double-dip » au début des années 1980 n'est pas reproduite. D'autre part, la série fournit deux faux signaux de récessions et la durée moyenne du régime bas est proportionnellement plus élevée que pour les 3 autres composantes. L'enquête sur la confiance des consommateurs ne permet également pas de retrouver la deuxième récession du « double-dip » au début des années 1980. De plus, trois faux signaux de récessions sont émis par cette série.

### **Calcul de l'IESR par agrégation des probabilités**

L'étape finale de calcul de l'IESR pour la zone euro se fait par agrégation des probabilités en tenant compte du nombre de faux signaux et du retard de chaque variable par rapport à la datation du cycle d'affaires.

Afin de transformer l'information quantitative fournie par chaque composante, nous devons choisir un seuil au-delà duquel un signal d'entrée de récession est émis et en dessous duquel un signal de sortie de récession est émis. Le seuil choisi est le seuil « naturel » de 0,5. Le tableau 3 présente les retards de chacune des composantes au seuil naturel. La datation étant en trimestres, les retards ont été transformés en trimestres en affectant à chaque mois son trimestre de référence.

On observe que l'IPI et le taux de chômage sont les composantes les plus retardées (en moyenne 2 trimestres), mais également les plus fiables. En particulier, le retard de l'IPI possède la plus faible variance. La série d'enquête est celle qui possède le moins de retard, mais elle est la moins fiable. Ces commentaires illustrent parfaitement l'arbitrage avance-fiabilité des indicateurs économiques.

Ainsi, on peut calculer les poids de chacune des composantes dans l'IESR. On obtient les résultats suivants :

$$\omega_1 = 4/(4 + 0 + 0) = 1$$

$$\omega_2 = 4/(4 + 0 + 0) = 1$$

$$\omega_3 = 4/(4 + 3 + 1) = 0.5$$

$$\omega_4 = 4/(4 + 2 + 1) = 0.57$$

d'où :

$$\varpi_1 = 0.33$$

$$\varpi_2 = 0.33$$

$$\varpi_3 = 0.16$$

$$\varpi_4 = 0.18$$

De même, afin de transformer l'information quantitative fournie par cet indicateur IESR en information qualitative sur la probabilité d'occurrence d'une récession, nous devons choisir un seuil au-delà duquel un signal d'entrée de récession est émis et en dessous duquel un signal de sortie de récession est émis. Le seuil choisi est le seuil « naturel » de 0,5. Les dates d'émission des signaux obtenues avec ce seuil sont présentées dans le tableau 4.

**Tableau 3.- Retards en trimestres des composantes de l'IESR**

<b>Retards</b>	<b>ipi</b>	<b>cho</b>	<b>cons</b>	<b>immat</b>
1974-75	1	1		-2
	3	1	-1	0
1980	2	3	-2	1
	2	4	3	-1
1982	2	2		
	2	0		
1992-93	1	1	2	4
	3	4	2	4

**Tableau 4.- Chronologie du cycle d'affaires de la zone euro et dates des signaux émis par l'IESR euro**

Dates		Référence	IESR	Retard en trim
1974-75	Pic	Q2 1974	Sep 1974	1
	Creux	Q1 1975	Jun 1975	1
1980	Pic	Q1 1980	Nov 1980	3
	Creux	Q4 1980	Aou 1981	3
1982	Pic	Q4 1981	Jul 1982	2
	Creux	Q4 1982	Dec 1982	0
1992-93	Pic	Q1 1992	Jul 1992	2
	Creux	Q1 1993	Dec 1993	3

Le retard de l'indicateur est compris entre 0 et 3 trimestres. La longue sortie du cycle de 1993 est notamment due au taux de chômage avait mis longtemps avant de se contracter (cas de croissance sans emploi). De plus, les immatriculations de véhicules neufs ont été décalées de 1 an sur cette récession. Le retard moyen est de 1,75 trimestres, le retard médian est de 1,5 trimestres. Au vu des délais de diffusion des chiffres du PIB, on peut considérer que l'IESR est un indicateur quasi-coincident du cycle d'affaires, sachant également qu'il est extrêmement difficile d'exhiber un indicateur avancé fiable de ce cycle.

## **2.2. Résultats dynamiques sur le dernier cycle depuis janvier 2001 - décembre 2005**

On utilise les modèles spécifiés sur la période précédente et on suit en dynamique l'évolution de l'IESR sur la période janvier 2001 - décembre 2005. Le résultat est présenté sur la figure 7 en annexe. De novembre 2001 à mars 2002, l'IESR reste au-dessus de 0,4 (0,49 pour les mois de décembre 2001, janvier et février 2002), puis il redescend légèrement pendant les mois suivants avant de repasser à nouveau au-dessus de 0,4 pendant l'été 2002. Toutefois, l'indicateur n'ayant pas croisé durablement le seuil de 0,5, on ne peut pas conclure à l'occurrence d'une récession globale au cours de cette période, on parlera plutôt de « quasi-récession ».

En détaillant les signaux émis par les 4 composantes depuis 2001 (voir figure 8), on

s'aperçoit en fait que toutes les composantes ont émis un signal de récession, mais pas de manière simultanée. Ainsi, le phénomène a été diffusé au sein des composantes mais pas synchronisé, impliquant ainsi l'absence de signal au niveau de l'indicateur composite. Ce résultat est intéressant, car cela serait la première fois que la zone euro subirait une récession industrielle qui n'a pas entraîné de récession globale. Peut-être peut-on y voir là un effet du phénomène de désindustrialisation croissante au sein de la zone.

De même on peut se poser la question de l'existence d'un cycle d'affaires commun au sein de la zone euro. Plusieurs travaux récents ont d'ailleurs remis en question l'existence de ce cycle (voir par exemple Camacho, Perez-Quiros et Saiz, 2005). En travaillant à l'aide d'une approche indirecte sur les 6 grands pays de la zone (Allemagne, France, Italie, Espagne, Pays-Bas, Belgique), on s'aperçoit (figure 9) que les périodes de récession depuis 2000 ont été synchronisées (Italie, Belgique et Allemagne en 2001, Allemagne et Pays-Bas fin 2002), mais n'ont pas été assez diffusées au sein des pays. Ceci explique que l'ensemble de la zone n'ait pas traversé de période récessionnaire, confirmant ainsi les résultats de l'indicateur IESR.

Cependant, du fait de la monnaie unique, l'hypothèse d'existence d'un cycle commun à l'ensemble de la zone euro semble nécessaire et nous l'effectuerons en suivant l'évolution mensuelle de l'indicateur IESR.

## Conclusion

L'indicateur IESR pour la zone euro permet de fournir un signal mensuel fiable d'occurrence des points de retournements du cycle des affaires (*business cycle*), déterminant ainsi en temps réel les dates d'entrée et sortie de récessions de la zone euro. Ce signal est légèrement retardé par rapport au cycle classique de référence, mais est

extrêmement fiable, l'objectif étant de minimiser le risque de 1<sup>ère</sup> espèce de faux signal en évitant de fournir un message alarmiste si tel n'est pas le cas. Depuis 2001, l'IESR a mis en évidence une période de quasi-récession fin 2001-début 2002, sans toutefois conclure à l'occurrence d'une récession globale au sein de la zone.

## Références

Anas, J. and L. Ferrara, 2002, Un indicateur d'entrée et sortie de récession : Application aux Etats Unis, *Document de travail No. 58*, Centre d'Observation Economique.

Anas, J. and L. Ferrara, 2004, Turning points detection : The ABCD approach and two probabilistic indicators, *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis* , Vol. 1, No. 2, pp . 1-36.

Anas, J., M. Billio, L. Ferrara and M. LoDuca, 2003, A turning point chronology for the Euro-zone classical and growth cycle, *Eurostat Working Paper*, à paraître en 2006 dans *Growth and Cycle in the Euro-zone*, Palgrave MacMillan G.-L. Mazzi and G. Savio (eds.).

Anas, J., 2005, Peut-on parler d'un cycle propre à l'industrie automobile en France ?, in *Les Entreprises Françaises 2005*, C. de Boissieu et C. Deneuve (eds), Economica, Paris.

Camacho, M., G. Perez-Quiros and L. Saiz, 2005, Do European business cycle look like one ?, Working Paper, EABCN Network.

Centre for Economic Policy Research, 2003, Euro area business dating committee, Press release, September 22.

Chauvet, M. and C. Yu, 2006, International business cycles: G7 and OECD countries, *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Atlanta, First Quarter.

Clements M.P. and H.M. Krolzig, 2003, Business cycle asymmetries: characterization and testing based on Markov-Switching autoregressions, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 21, No. 1, pp. 196-211.

Ferrara, L., 2003, A three-regime real-time indicator for the US economy, *Economics Letters*, Vol. 81, 3, pp. 373-378.

Ferrara, L., 2005, Point and interval nowcasts of the euro area IPI, a paraître dans *Applied Economics Letters*.

Grasman, P. et P. Keereman, 2001, An indicator-based short-term forecast for quarterly GDP in the euro area, *Economic Paper No. 154*, European Commission.

Hamilton J. D. (1989), A new approach to the economic analysis of non stationary time series and the business cycle, *Econometrica*, vol. 57, n° 2, pp. 357-384.

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

Hansen, B.E., 1992, The likelihood ratio test under non-standard conditions: Testing the Markov trend model of GNP, *Journal of Applied Econometrics* 7, supplement: S61-S82.

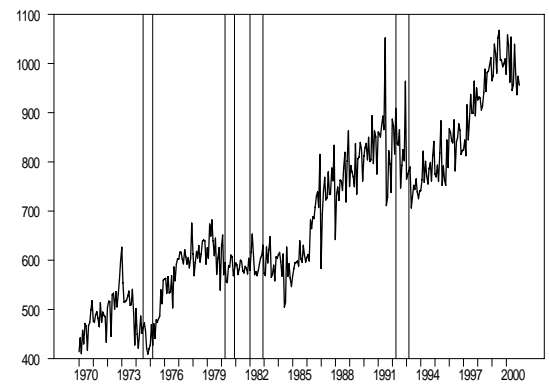
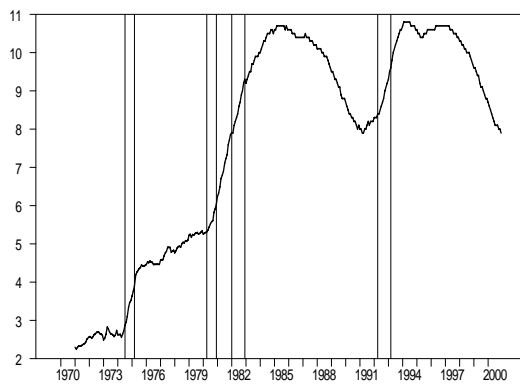
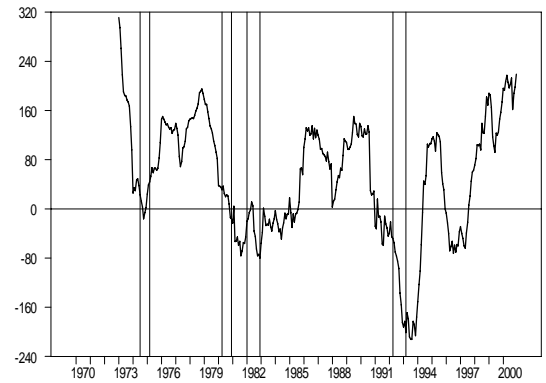
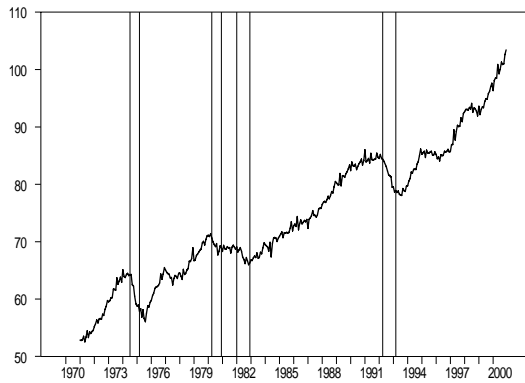
Ladiray, D. and G.-L. Mazzi, 2002, The use of economic conditions surveys in economic analysis and modelling, *Proceedings of Statistics Canada Symposium 2002*.

NBER, 2003, Business Cycle Dating Committee, Report, July 17, 2003 ([www.nber.org/cycles](http://www.nber.org/cycles)).

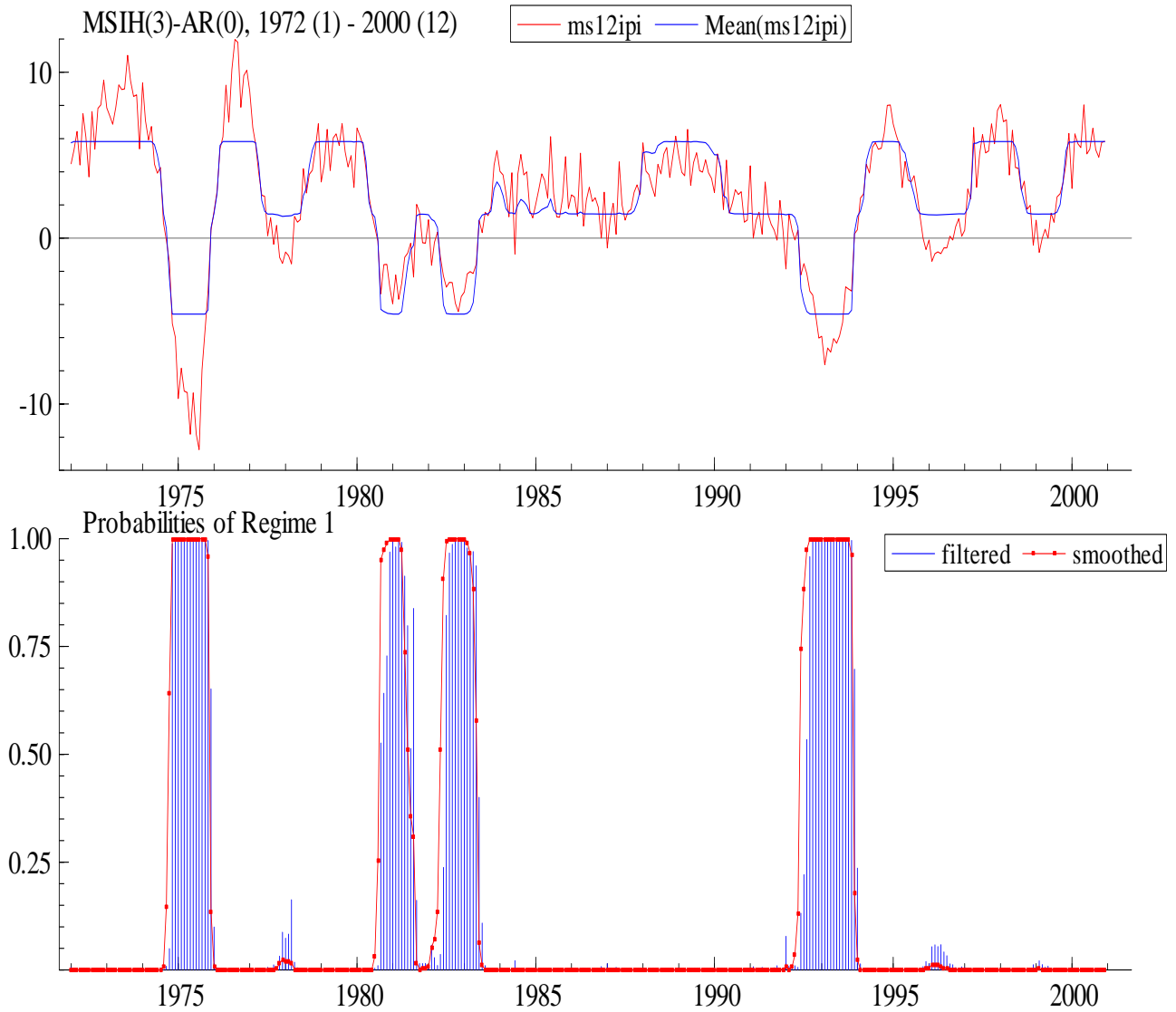
Sedillot, F., and N. Pain, 2005, Indicator models of real GDP growth in the major OECD countries, *OECD Economic Studies*, No 40, 2005/1, pp.167-217.

## FIGURES

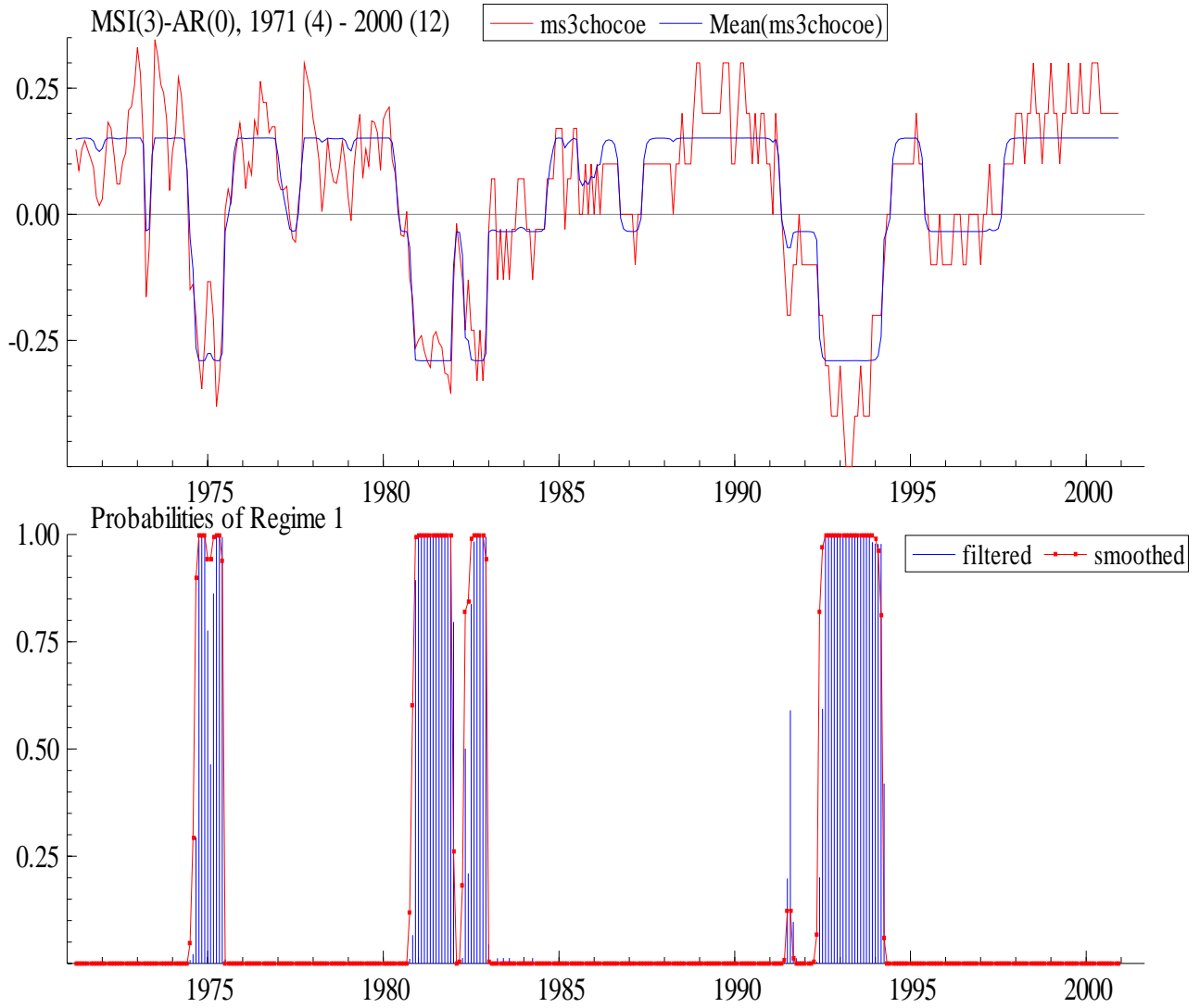
**Figure 1.- Evolutions des composantes brutes jusqu'au mois de décembre 2000 (haut gauche : IPI, bas gauche : chômage, haut droite : confiance des consommateurs, bas droite : immatriculations)**



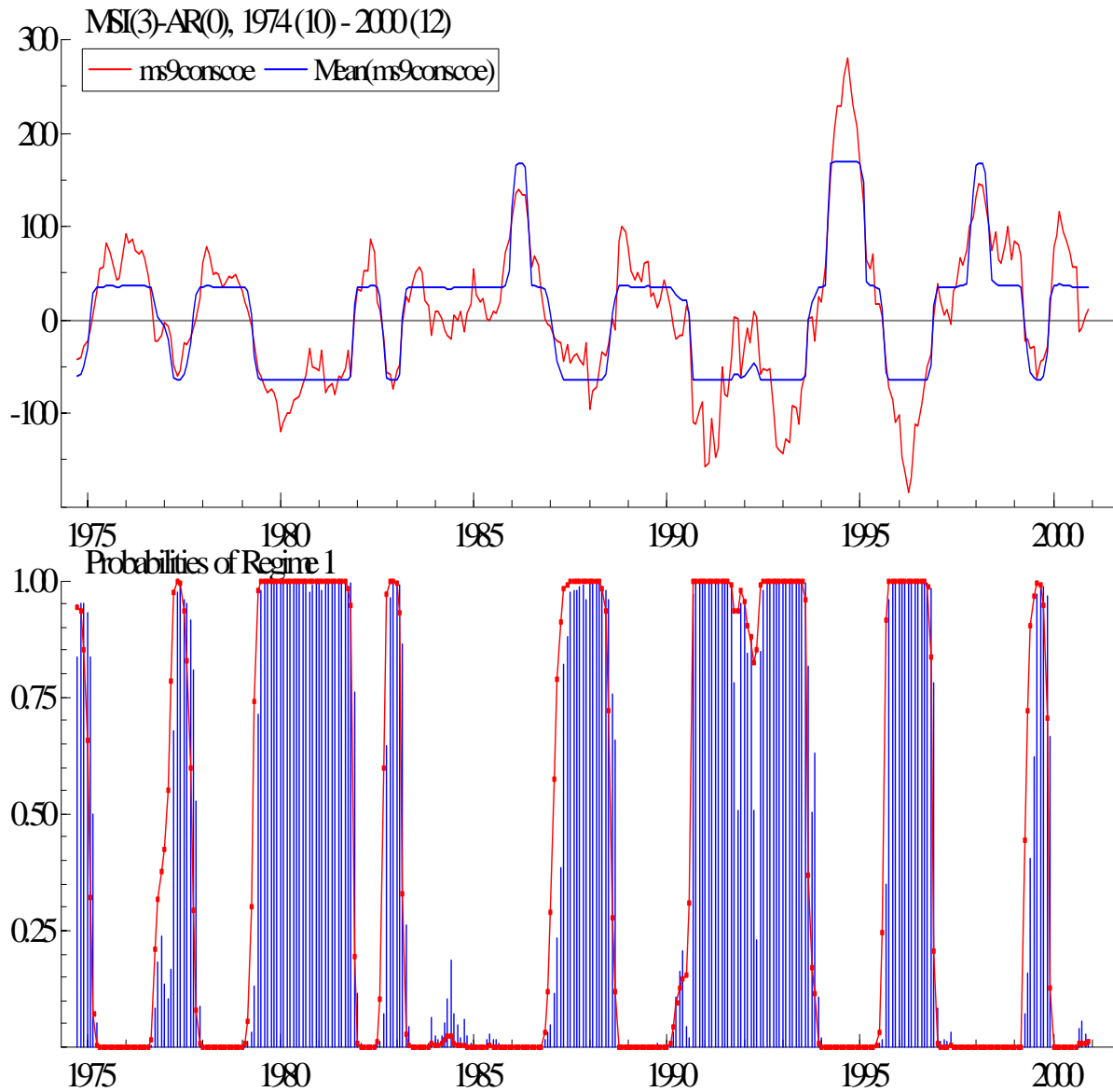
**Figure 2.- IPI manufacturier, évolution de la probabilités filtrée d'être en récession, jan 1972 - dec 2000**



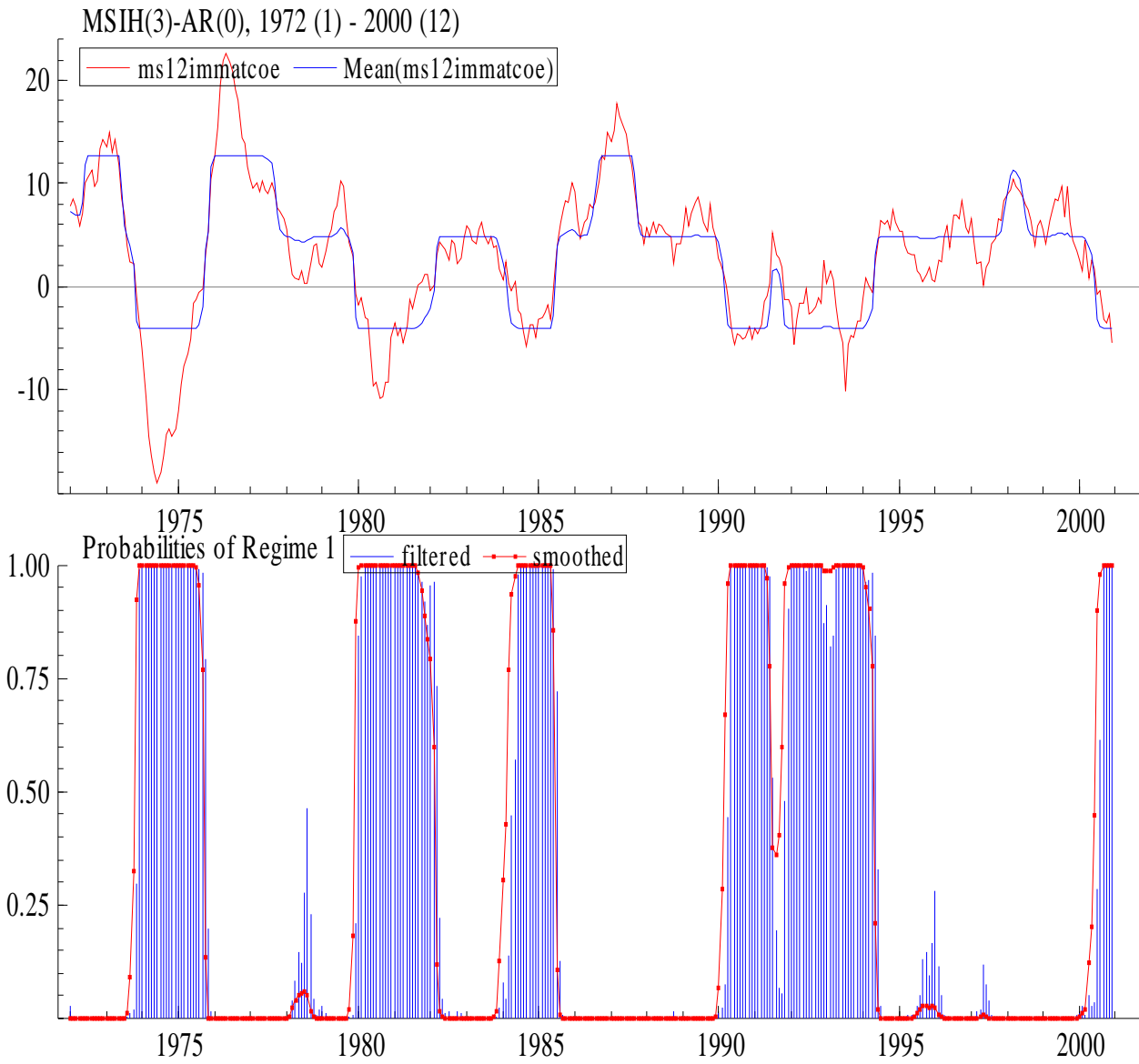
**Figure 3.- Taux de chômage, évolution de la probabilités filtrée d'être en récession, avr 1971 - dec 2000**



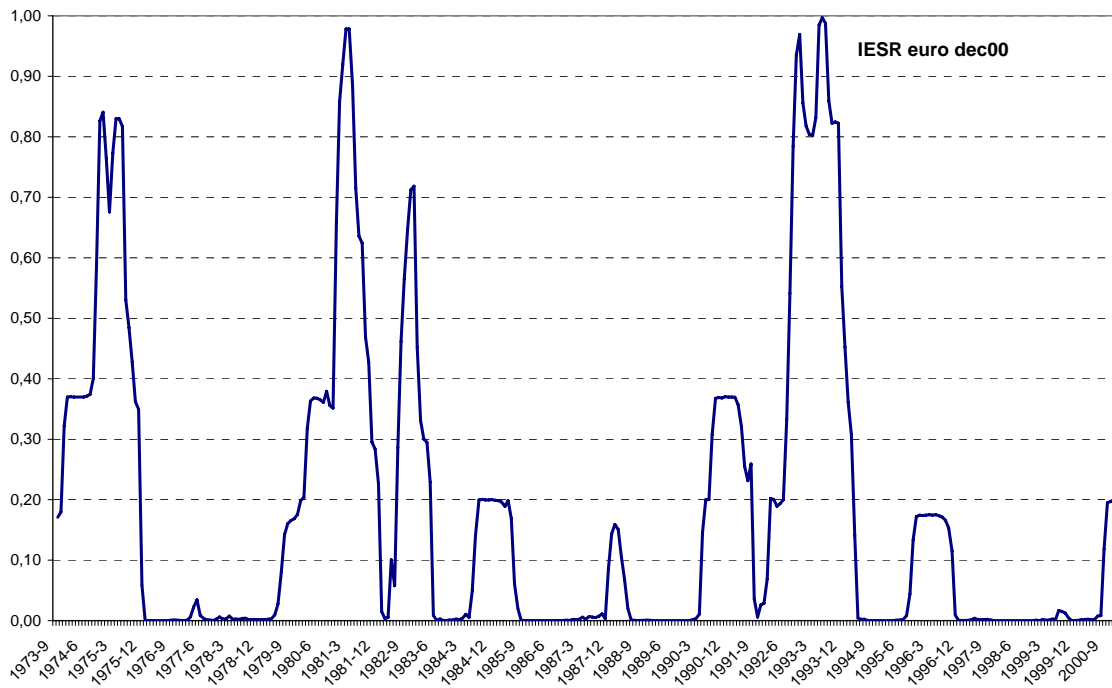
**Figure 4.- Enquête sur la confiance des consommateurs, évolution de la probabilité filtrée d'être en récession, oct 1973 - dec 2000**



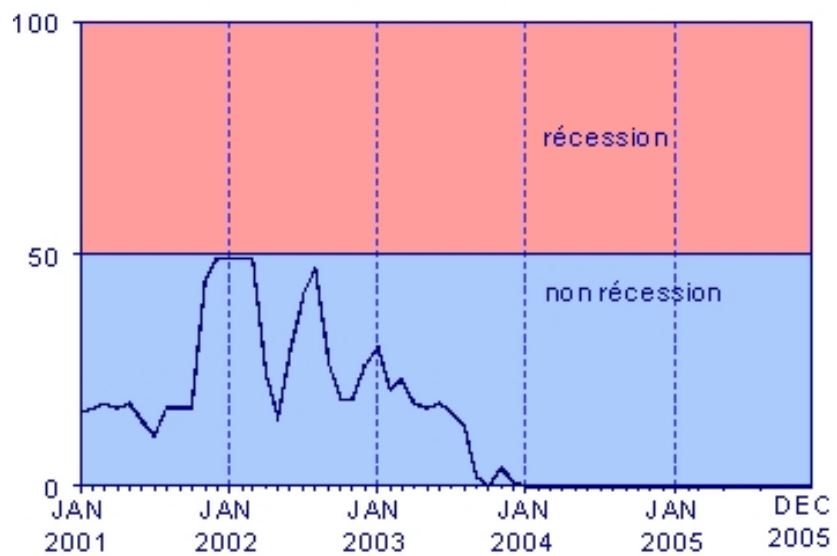
**Figure 5.- Immatriculations de véhicules particuliers, évolution de la probabilité filtrée d'être en récession, jan 1972 - dec 2000**



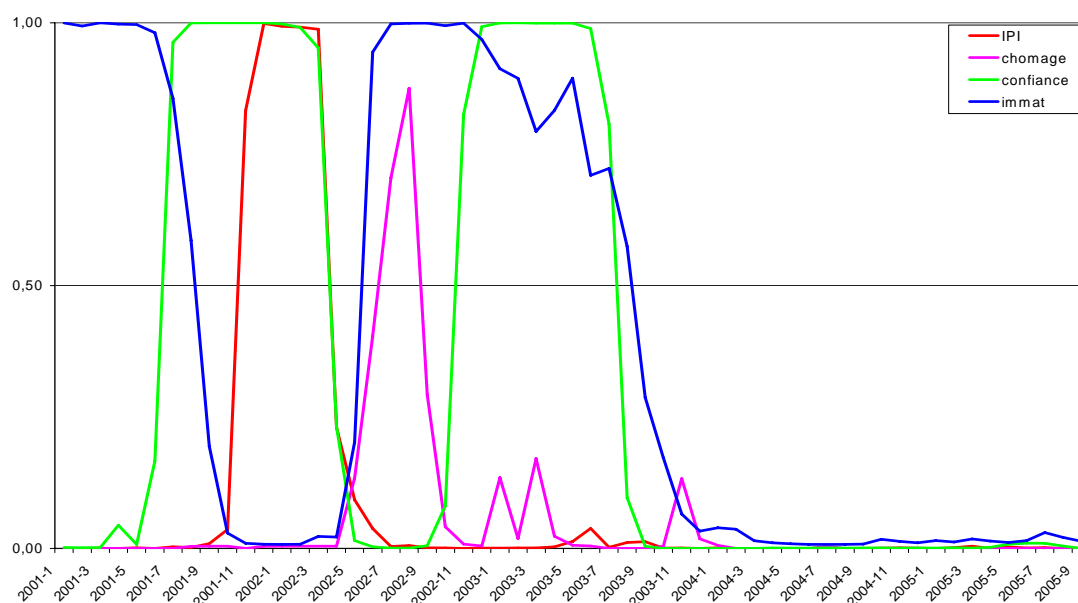
**Figure 6.- Evolution de l'IESR zone euro, oct 1973 – dec 2000**



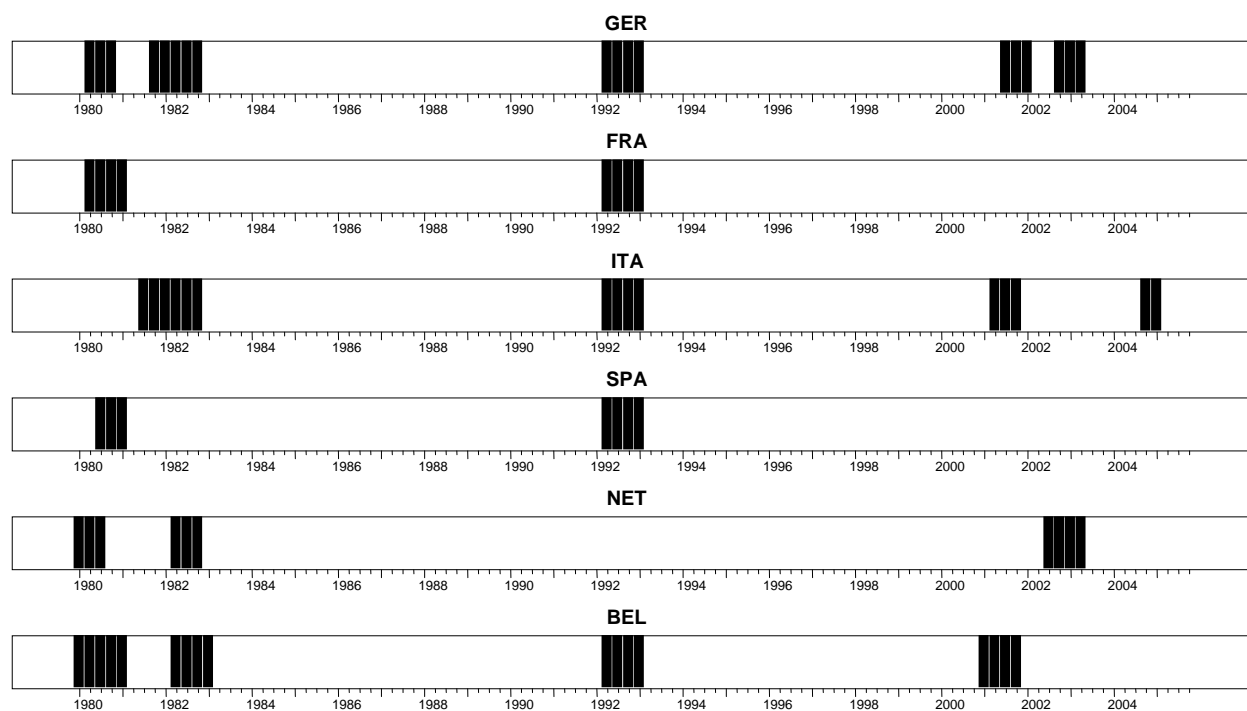
**Figure 7.- Evolution de l'IESR zone euro, janvier 2001 – décembre 2005**



**Figure 8.- Evolution des composantes de l'IESR zone euro, janvier 2000 – septembre 2005**



**Figure 9.- Périodes de récession pour les 6 grands pays de la zone euro T1 2000 – T4 2005, (source Euroind, calculs COE)**



## Liste des 10 derniers Documents de Travail publiés par le Centre d'Observation Economique

N°71 - Mai 2006 DT 01/06	World Trade in 2006 and 2007 par Alain HENRIOT
N°70 - Juin 2005 DT 03/05	Compétitivité hors prix des biens de consommation sur le marché européen en 2004 par Laurent FERRARA
N°69 - Avril 2005 DT 02/05	Le difficile retour en emploi des seniors par Pierre CAHUC
N°68 - Avril 2005 DT 01/05	Labour Productivity in France: Recent Trends and Expectations par Carole DENEUVE et Alain HENRIOT
N°67 - Octobre 2004 DT 02/04	L'objectif de Barcelone, 3 % du PIB pour l'effort de recherche en Europe : quelles conséquences pour la France ?
N°66 - Juillet 2004 DT 07/03	L'image des biens intermédiaires et d'équipement sur le marché européen en 2003 par Laurent FERRARA
N°65 - Novembre 2003 DT 06/03	Le syndrome japonais est-il transmissible aux Etats-Unis et à l'Europe ? par Thierry COVILLE
N°64 - Juillet 2003 DT 05/03	L'image des biens de consommation sur le marché européen en 2002 par Laurent FERRARA
N° 63 - Juin 2003 DT 03/03	Pour une meilleure protection de l'emploi par Pierre CAHUC
N° 62 - Mai 2003 DT 02/03	World Trade in 2003 and 2004 par Alain HENRIOT

