

**Direction des Études et Synthèses Économiques
Direction des Statistiques Démographiques et Sociales**

G 2013 / 01 - F1301

**Utilisation rétrospective de l'enquête Emploi à une
fréquence mensuelle**

Apport d'une modélisation espace-état

**Thomas DEROYON - Alexis MONTAUT -
Pierre-Alain PIONNIER**

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Études et Synthèses Économiques
de la Direction des Statistiques Démographiques et Sociales*

G 2013 / 01 - F1301

Utilisation rétrospective de l'enquête Emploi à une fréquence mensuelle Apport d'une modélisation espace-état

Thomas DEROYON* - Alexis MONTAUT -
Pierre-Alain PIONNIER****

FÉVRIER 2013

Les auteurs remercient Éric Dubois, Riccardo Gatto, Dominique Ladiray, Corinne Prost et Frédéric Tallet pour leurs remarques sur une version antérieure de l'article. L'étude a également bénéficié de discussions avec Gary Brown.

* Département des Méthodes Statistiques - Division des Sondages
Timbre L110 - 18, bd Adolphe Pinard - 75675 PARIS CEDEX 14

** Département des Études Économiques - Division Études Macroéconomiques
Timbre G220 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF CEDEX

Utilisation rétrospective de l'enquête Emploi à une fréquence mensuelle

Apport d'une modélisation espace-état

Résumé

Le Bureau international du travail (BIT) définit le chômage comme le fait d'être dépourvu d'emploi, immédiatement disponible et à la recherche d'un emploi. À l'Insee, l'enquête Emploi est utilisée pour estimer la moyenne trimestrielle du taux de chômage au sens du BIT. L'enquête fournit également en théorie des séries mensuelles car les interrogations sont uniformément réparties tout au long de l'année. Néanmoins, même redressées, les séries brutes obtenues sont très volatiles car l'enquête n'a pas été conçue pour une utilisation mensuelle (pas de recouvrement d'échantillon d'un mois sur l'autre). Cet article décrit une méthode de filtrage adaptée à la structure de l'enquête Emploi pour extraire de ces séries très volatiles des tendances sous-jacentes utiles pour l'analyse économique. Cette méthode identifie de manière optimale (au sens des moindres carrés) le bruit d'échantillonnage contenu dans l'enquête Emploi en exploitant la répétition de ce bruit d'une interrogation à l'autre des mêmes logements. Bien entendu, cette identification, même optimale, laisse subsister une incertitude statistique. Cette méthode, très générale, pourrait être adaptée à l'estimation du taux de chômage ou du taux d'emploi sur de plus petits domaines, par sous-population ou par région.

Mots-clés : chômage, enquête Emploi, modèles espace-état

A State-Space Framework to use the Labour Force Survey at a Monthly Frequency

Abstract

The International Labour Organization (ILO) defines unemployed population as the persons who are not in employment, immediately available to work and who actively look for a job. At INSEE, the mean of the ILO unemployment rate is computed at a quarterly frequency using the Labour Force Survey (LFS). Survey periods are uniformly distributed all over the year; hence a monthly unemployment series can be computed. However, this series is highly volatile because the LFS sample rotation has been designed for computing quarterly data and not monthly data. This article describes a state-space filtering method in order to extract from these volatile series underlying trends that are useful for economic analysis. The filter exploits the LFS overlap in order to optimally identify (in a mean squares' sense) the sampling noise in the survey. Of course, there remains statistical uncertainty even if this identification is optimal. This method could be extended in order to estimate the unemployment rate on smaller units (sub-populations or geographical areas).

Keywords: Unemployment, Labor Force Survey, State-Space Models

Classification JEL : C32, C53, C83, J64

Utilisation rétrospective de l'enquête Emploi à une fréquence mensuelle : apport d'une modélisation espace-état

Thomas Deroyon*, Alexis Montaut, Pierre-Alain Pionnier

février 2013

Le Bureau international du travail (BIT) définit le chômage comme le fait d'être dépourvu d'emploi, immédiatement disponible et à la recherche d'un emploi. Le taux de chômage représente la part de chômeurs dans la population active et il est mesuré à l'aide d'une enquête en population générale, l'enquête Emploi, réalisée en France par l'Insee. Cette enquête est actuellement utilisée par l'Insee pour estimer les moyennes trimestrielles du nombre de chômeurs et du taux de chômage au sens du BIT. Elle a un équivalent dans la plupart des pays industrialisés. Ces enquêtes doivent répondre au mieux à deux objectifs antagonistes : déterminer le plus précisément possible le niveau et l'évolution du taux de chômage. Le premier objectif devrait conduire à renouveler complètement l'échantillon chaque trimestre tandis que le second incite à interroger plusieurs fois de suite les mêmes personnes. La structure de l'enquête Emploi française, dont l'échantillon de personnes interrogées est renouvelé pour 1/6^e chaque trimestre, est un bon compromis entre ces deux objectifs.

L'enquête fournit également en théorie des séries mensuelles car les interrogations sont uniformément réparties tout au long de l'année. L'exploitation des résultats de l'enquête Emploi à cette fréquence nécessite toutefois un redressement spécifique des échantillons mensuels pour prendre en compte la non-réponse. C'est l'objet d'une étude préalable (cf. Deroyon 2012, [5]) dont nous reprenons les résultats. Néanmoins, même redressées, les séries brutes obtenues sont très volatiles car l'enquête n'a pas été conçue pour une utilisation mensuelle (pas de recouvrement d'échantillon d'un mois sur l'autre).

Cet article décrit une méthode de filtrage adaptée à la structure de l'enquête Emploi pour extraire de ces séries très volatiles des tendances sous-jacentes utiles pour l'analyse économique. Cette méthode identifie de manière optimale (au sens des moindres carrés) le bruit d'échantillonnage contenu dans l'enquête Emploi en exploitant la répétition de ce bruit d'une interrogation des mêmes logements à l'autre. Bien entendu, cette identification, même optimale, laisse subsister une incertitude statistique. La méthode utilisée est une méthode de séries temporelles reposant sur une modélisation espace-état. Elle permet de tirer partie du recouvrement partiel de l'échantillon d'un trimestre à l'autre et d'identifier le plus précisément possible les tendances sous-jacentes du nombre de chômeurs et du taux de chômage au sens du BIT. Il s'agit d'une méthode très générale, d'autant plus pertinente que la variance du bruit d'échantillonnage est élevée et que sa structure d'autocorrélation le distingue d'un bruit blanc. Elle pourrait être adaptée à l'estimation du chômage sur de plus petits domaines, par sous-population ou par région.

Différentes méthodes de séries temporelles permettent, *a priori*, de lisser les séries mensuelles volatiles issues de l'enquête Emploi. Elles pourraient par exemple être décomposées en une tendance sous-jacente, une composante saisonnière et une composante irrégulière au moyen d'une méthode de désaisonnalisation standard comme la procédure X12. Néanmoins, cette procédure ne tiendrait pas compte du fait que 5/6^e des logements sont communs à deux vagues trimestrielles consécutives de

*En stage à la division Emploi de l'Insee au moment de la réalisation de cette étude

l'enquête. Cela confère à la composante irrégulière des séries mensuelles, liée à l'échantillonnage, une corrélation temporelle particulière. Il est important d'en tenir compte pour estimer correctement la tendance sous-jacente et la composante saisonnière de ces séries (cf. Hausman et Watson 1985, Pfeiffermann *et al.* 1998, [13, 17]). Cela peut être fait dans le cadre d'un modèle espace-état intégrant les principales caractéristiques de l'enquête Emploi (panel rotatif, autocorrélation du bruit lié à l'échantillonnage, augmentation de la taille de l'échantillon à partir de 2009). Un lissage de Kalman appliqué à ce modèle permet alors d'extraire de manière optimale sur le passé les composantes tendancielle, saisonnière et irrégulière des séries de nombre de chômeurs et de taux de chômage. La structure d'autocorrélation du bruit d'échantillonnage est estimée hors-modèle à partir d'une méthode mise au point par Pfeiffermann *et al.* (1998, [17]). La variance de ce bruit estimée par le maximum de vraisemblance est compatible avec la précision de l'enquête, calculée indépendamment à l'Insee à partir du plan de sondage. Un autre intérêt du modèle espace-état est de permettre la prise en compte d'informations auxiliaires à l'enquête Emploi pour améliorer les estimations en temps réel du nombre de chômeurs et du taux de chômage mensuels, par exemple le nombre de demandeurs d'emploi en fin de mois (DEFM) calculé par Pôle Emploi.

Les principales caractéristiques de l'enquête Emploi et la méthode de calage mensuel sont tout d'abord brièvement exposées (partie I). Le modèle espace-état est ensuite présenté et le lisseur de Kalman est appliqué à la série du nombre de chômeurs pour en extraire les différentes composantes (partie II). La série de DEFM est utilisée comme information auxiliaire en fin de période. Le poids accordé à cette information dépend de la corrélation estimée sur le passé récent entre le nombre de chômeurs au sens du BIT et le nombre de DEFM (partie III). Un modèle espace-état similaire est également appliqué à la série de taux de chômage (partie IV). Les performances prédictives de ce modèle sont enfin analysées. Les DEFM ne semblent les améliorer qu'à la marge. En revanche, elles sont bien supérieures à celles d'un modèle plus simple qui assimilerait l'erreur d'échantillonnage à un bruit blanc. On démontre ainsi l'importance de prendre en compte la structure particulière de l'enquête Emploi.

Table des matières

I	Exploitation de l'enquête Emploi à une fréquence mensuelle	6
I.1	L'enquête Emploi en continu : un panel rotatif	6
I.2	Calage des vagues mensuelles	7
II	Description d'un modèle espace-état adapté à la structure de l'enquête Emploi -	
	Modélisation du nombre de chômeurs	9
II.1	Dynamique de la tendance sous-jacente	9
II.2	Dynamique de la saisonnalité	10
II.3	Dynamique du bruit d'échantillonnage	11
II.3.1	Modélisation du bruit d'échantillonnage	11
II.3.2	Reconduction partielle du bruit d'échantillonnage	12
II.4	Augmentation de la taille de l'échantillon de l'enquête Emploi à partir de 2009	14
II.5	Initialisation du lisseur de Kalman	14
II.6	Résultats	15
III	Utilisation d'une information auxiliaire à l'enquête Emploi : les Demandeurs d'Em-	
	ploi en Fin de Mois (DEFM)	18
III.1	Chômeurs au sens du BIT et DEFM : principales différences	18
III.2	Modélisation simultanée du nombre de chômeurs au sens du BIT et du nombre de DEFM	19
III.3	Résultats	20
III.4	Détection des points de retournement de la tendance sous-jacente du chômage	21
IV	Modélisation du taux de chômage	24
IV.1	Estimation du modèle	24
IV.2	Performances du modèle en prévision	27
IV.2.1	Qualité des prévisions sans utiliser les DEFM	27
IV.2.2	Qualité des prévisions en utilisant les DEFM	29
IV.2.3	Comparaison avec les performances en prévision d'un modèle naïf	30
V	Annexes	32
V.1	Méthode d'estimation de la structure d'autocorrélation du bruit d'échantillonnage dans l'enquête Emploi	32
V.2	Stabilité dans le temps de la tendance sous-jacente du nombre de chômeurs et des paramètres estimés par le maximum de vraisemblance	34
V.3	Modélisation simultanée du nombre de chômeurs et des DEFM sur toute la période . . .	36
V.4	Taux de chômage BIT en modélisant séparément le nombre de chômeurs et le nombre de personnes en emploi	38
V.4.1	Modélisation du nombre d'actifs occupés	38
V.4.2	Taux de chômage	42
V.5	Écriture matricielle et syntaxe sous Eviews	44
V.5.1	Modélisation du nombre de chômeurs prenant en compte la dimension panel de l'enquête et le rang d'interrogation	44
V.5.2	Modélisation du nombre de chômeurs en intégrant les DEFM	48
V.5.3	Estimation d'un maximum de vraisemblance global	52

I Exploitation de l'enquête Emploi à une fréquence mensuelle

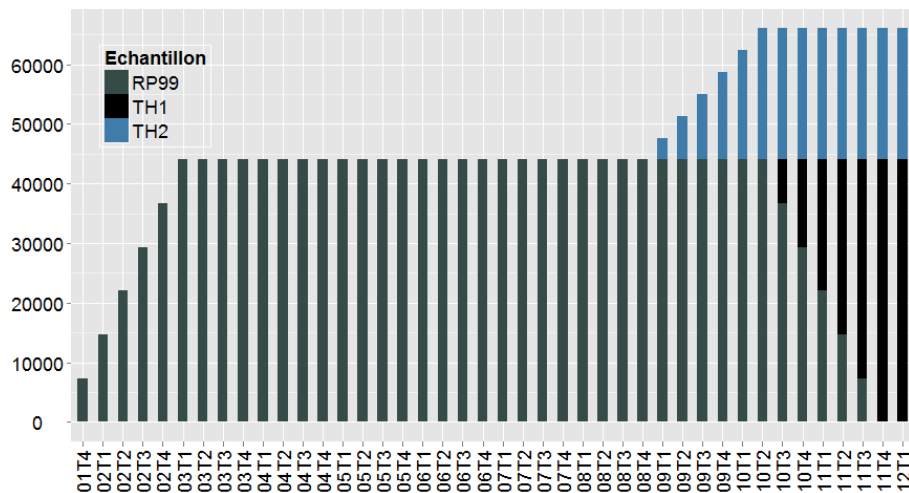
I.1 L'enquête Emploi en continu : un panel rotatif

En France métropolitaine, depuis 2003, l'enquête Emploi est réalisée en continu : des personnes sont interrogées sur leur situation sur le marché du travail au cours de chaque semaine de l'année, au sujet de la semaine précédente, dite « semaine de référence ¹ ». L'enquête a un double objectif : elle doit permettre de mesurer avec une précision suffisante le nombre de chômeurs et le taux de chômage en moyenne annuelle et leurs variations d'un trimestre à l'autre. Ces deux objectifs sont antagonistes, puisque le premier devrait conduire à interroger le plus de personnes différentes sur l'année tandis que le second implique d'interroger plutôt les mêmes personnes d'un trimestre à l'autre.

Ces contraintes ont conduit à doter l'enquête Emploi en continu (EEC) d'un échantillon rotatif, divisé en six parties, chacune interrogée six trimestres de suite. Chaque trimestre, une partie de l'échantillon cesse d'être interrogée et elle est remplacée par un nouvel ensemble de logements alors interrogés pour la première fois.

L'échantillon de l'enquête Emploi est un échantillon de logements, seuls les logements ordinaires occupés à titre de résidence principale faisant l'objet d'une enquête. Sur la période 2003 - 2011, l'échantillon de l'EEC a été tiré successivement dans deux bases de sondage : dans les fichiers du recensement de la population de 1999 (RP99) pour l'échantillon utilisé de 2003 à 2010, puis dans les fichiers de la taxe d'habitation (TH) à partir de 2010. Le remplacement de l'échantillon RP99 par l'échantillon TH s'est fait progressivement : les logements sortants de l'échantillon RP99 ont commencé à être remplacés par des logements tirés dans la TH à partir du troisième trimestre 2010 ; à partir du quatrième trimestre 2011, l'échantillon de l'EEC est composé intégralement de logements issus des fichiers de la TH. La taille de l'échantillon a été par ailleurs augmentée dès le premier trimestre 2009 : des logements tirés dans les fichiers de la TH ont ainsi été ajoutés dans les vagues entrantes à partir du T1 2009, de sorte qu'au final la taille de l'échantillon ait été augmentée de 50 %, passant d'environ 45 000 logements interrogés par trimestre à 67 000 (voir figure 1).

FIGURE 1 – Composition de l'échantillon de l'EEC



Les plans de sondage utilisés pour sélectionner les deux échantillons sont semblables dans leurs caractéristiques générales. Dans les deux cas, le plan de sondage est aréolaire. Des secteurs, correspondant

1. Plus précisément, la collecte dure deux semaines et deux jours après la semaine de référence. Une partie de l'échantillon est donc interrogée plus d'une semaine après cette semaine de référence, les questions sont formulées en fonction de cette semaine de référence, et non pas de la semaine précédente.

à des zones géographiques dans lesquelles peuvent être découpées au moins six grappes² d'environ 20 logements, sont d'abord sélectionnées par un plan de sondage stratifié par région et par taille d'unité urbaine³. Dans chaque strate, les secteurs sont découpés en six aires/grappes de taille égale. Dans un secteur, une seule aire/grappe est enquêtée à un trimestre donné. Elle l'est pendant six trimestres d'affilée, puis elle est remplacée par une autre aire/grappe du même secteur. Même si elle n'est pas ici significative, cette proximité géographique pourrait expliquer la corrélation légèrement positive entre les réponses à la 6^{ème} vague d'interrogation et celles à la 1^{ère} vague d'interrogation qui lui fait suite (cf tableau 1, partie II.3). En revanche, les 13 ou 14 semaines d'interrogation d'un même trimestre correspondent à des secteurs différents. La méthode d'échantillonnage n'induit donc, en elle-même, aucune corrélation d'une semaine à l'autre ou d'un mois à l'autre du même trimestre.

Le taux de réponse à l'EEC est élevé pour une opération statistique de cette ampleur : il oscille entre 83 % et 88 %, occasionnant malgré tout des biais et de la perte de précision dans l'estimation. Les problèmes de non-réponse et les fluctuations d'échantillonnage doivent ainsi faire l'objet de traitements statistiques adéquats avant toute exploitation des réponses. Comme pour de nombreuses enquêtes auprès des ménages, les redressements *ex post* se font pour l'enquête Emploi par un calage sur marges.

I.2 Calage des vagues mensuelles

Un calage n'est possible que si l'on dispose d'informations annexes (extérieures à l'enquête) : en général, les totaux de variables mesurées par le recensement ou disponibles dans la base de sondage, appelées variables auxiliaires, sont connus. Le calage consiste alors, à partir d'un système de poids disposant de bonnes propriétés pour l'estimation, à construire un système de poids proche de l'original mais qui permette d'estimer parfaitement (sans aucune erreur) les totaux des variables auxiliaires. Si l'on part de poids permettant de calculer des estimateurs de totaux non biaisés (par exemple les poids du plan de sondage quand il n'y a pas de non-réponse), les poids issus du calage permettent de construire des estimateurs des totaux des variables d'intérêt asymptotiquement sans biais, dont la variance a été purgée de sa partie expliquée par les variables sur lesquelles on a effectué le calage. Cette propriété est assez intuitive : s'il existe une relation forte entre les variables de calage et les variables d'intérêt, on peut espérer que l'estimateur calé estime plus précisément le total des variables d'intérêt car il estime sans erreur les totaux des variables de calage. De même, comme le calage supprime le biais lié à la non-réponse dans l'estimation du total des variables de calage, il est probable qu'il élimine une grande partie du biais dans l'estimation du total des variables d'intérêt.

Le calage appliqué chaque trimestre à l'enquête Emploi se fait sur des marges de logement issues des comptes du logement (nombre total de logements, nombre de logements neufs), des bases de sondage (nombre de logements par taille d'unité urbaine, par type de logement, maison ou appartement, par nombre de pièces, par type socioéconomique du quartier ou de la commune - typologie « Tabard », utilisée sur l'ancien échantillon) et des marges de population issues des données démographiques⁴ (pyramide des âges de la population totale par sexe et âge quinquennal, population totale par région, décomposition de la population de certaines régions par classe d'âge). Le nouvel échantillon fournit également des marges de calage liées aux caractéristiques socioéconomiques des habitants (décile de revenu du ménage). L'actualisation annuelle des fichiers de la TH permet de rafraîchir la base de sondage chaque année et de caler ainsi les caractéristiques des logements sur des marges plus proches dans le temps que pour le RP99, donc plus corrélées avec les variables d'intérêt. De plus, un calage séparé est effectué sur chacun des rangs d'interrogation : les comportements de réponse et de déclaration varient en effet fortement suivant le nombre de fois qu'un ménage a déjà été interrogé ou suivant le mode

2. Le terme d'aires utilisé pour l'échantillon RP99 a été remplacé par le terme de grappe pour l'échantillon TH, reflétant par ce changement le fait que les logements peuvent ne pas être totalement contigus dans le nouvel échantillon, ainsi que le fait qu'il n'y a pas de ratissage à effectuer pour les enquêteurs.

3. Le plan de sondage de l'échantillon RP99 comportait une phase supplémentaire, le tirage d'unités primaires.

4. L'enquête cherche à être représentative des ménages ordinaires et exclut les personnes vivant en communauté (foyers, hôpitaux, cités universitaires, ...). Les marges de population sont donc spécifiquement calculées sur les ménages ordinaires et ne correspondent pas aux données de population totale diffusées par ailleurs.

de passation de l'enquête⁵. Ces poids sont légèrement révisés trois mois après la fin du trimestre, lorsque les résultats de l'enquête auprès des non-répondants sont disponibles. Dans la suite du document, on travaillera directement sur les séries construites à partir des pondérations définitives (ayant intégré les résultats de l'enquête auprès des non-répondants).

Enfin, chaque répondant est affecté au mois auquel est rattachée sa semaine de référence⁶. On produit ainsi des séries mensuelles brutes de nombre de chômeurs et de taux de chômage dont la non-réponse a été corrigée.

5. Les premières et sixièmes interrogations se font en face à face, les interrogations intermédiaires se font par téléphone.

6. Il ne s'agit pas exactement du mois calendaire car il faut prendre en compte les semaines à cheval sur deux mois. Eurostat a défini un calendrier : une semaine est considérée comme appartenant au trimestre T si elle a un plus grand nombre de jours dans le trimestre T que dans les trimestres T-1 ou T+1. Cela signifie notamment qu'une correction des jours ouvrables appliquée aux données de l'enquête devrait reposer sur ce calendrier spécifique.

II Description d'un modèle espace-état adapté à la structure de l'enquête Emploi - Modélisation du nombre de chômeurs

On considère que le nombre mensuel de chômeurs est la somme de trois composantes : une tendance sous-jacente ($Tendance_t$), une composante saisonnière (S_t) et une composante irrégulière ($\varepsilon_t + \zeta_t$). C'est une représentation classique en séries temporelles.

$$y_t = Tendance_t + S_t + \varepsilon_t + \zeta_t \quad (1)$$

peut alors être considérée comme l'équation de mesure d'un modèle espace-état où chaque composante peut avoir sa propre dynamique.

ε_t est un bruit d'échantillonnage qui se répète partiellement d'une interrogation à l'autre des mêmes logements. La méthode de filtrage décrite dans la suite tire partie de cette structure d'autocorrélation particulière pour identifier au mieux ce bruit d'échantillonnage. ζ_t est un bruit blanc prenant en compte le fait que certaines innovations sur le nombre de chômeurs pourraient n'avoir aucune persistance pour des raisons statistiques (ex : erreurs ponctuelles de codage informatique) ou économiques (ex : catastrophes climatiques).

II.1 Dynamique de la tendance sous-jacente

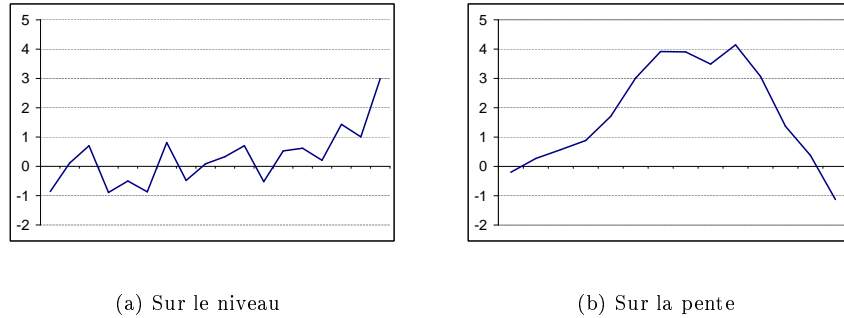
La dynamique de la **tendance** est modélisée par une marche aléatoire, avec une innovation sur la pente.

Ainsi, $\Delta Tendance_{t+1} = \Delta Tendance_t + \eta_t$ où $\eta_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\eta^2)$, ce qui peut aussi s'écrire

$$Tendance_{t+1} = 2 \times Tendance_t - Tendance_{t-1} + \eta_t \quad (2)$$

On parle généralement de *local trend model*, ou de tendance régulière de rythme lent⁷. Une marche aléatoire sur la pente de la tendance conduit à une série plus lisse qu'une marche aléatoire sur le niveau (cf. Figure 2).

FIGURE 2 – Simulation d'une marche aléatoire



Au-delà de sa simplicité et de sa flexibilité, le choix d'une tendance sous-jacente $I(2)$ est conventionnel. On peut montrer, en effet, que l'espérance conditionnelle $\hat{\alpha} \equiv \mathbb{E}(\alpha | y_1, \dots, y_T)$ dans le modèle espace-état

7. Harvey et Chung ([11]) proposent une écriture plus générale pour la dynamique de la tendance : $Tendance_{t+1} = Tendance_t + pente_{t+1} + \mu_t$ et $pente_{t+1} = pente_t + \eta_t$. Toutefois, sur données françaises, l'innovation sur le niveau de la tendance μ_t n'est jamais significative, seule l'innovation sur la pente de la tendance η_t l'est. On retrouve ainsi $Tendance_{t+1} = Tendance_t + (Tendance_t - Tendance_{t-1}) + \eta_t$.

$$\begin{cases} y_t = \alpha_t + \varepsilon_t & \alpha_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2) \\ \Delta^2 \alpha_t = \eta_t & \eta_t \sim \mathcal{N}(0, \frac{\sigma^2}{\lambda}) \end{cases}$$

est la solution du programme de minimisation

$$\min_{\alpha_1, \dots, \alpha_T} \sum_{t=1}^T (y_t - \alpha_t)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T (\Delta^2 \alpha_t)^2$$

(cf. Durbin et Koopman 2001, [6], pp.61-62). Ce programme est fréquemment utilisé pour définir une tendance sous-jacente sans imposer, *a priori*, une forme fonctionnelle à la tendance (cf. Hodrick et Prescott, 1997, [14]). Le paramètre λ pénalise plus ou moins fortement les changements de pente de la tendance. Il peut être calculé en fonction de la fréquence de coupure attendue d'un filtre passe-bas ou bien estimé par le maximum de vraisemblance dans le cadre d'un modèle espace-état.

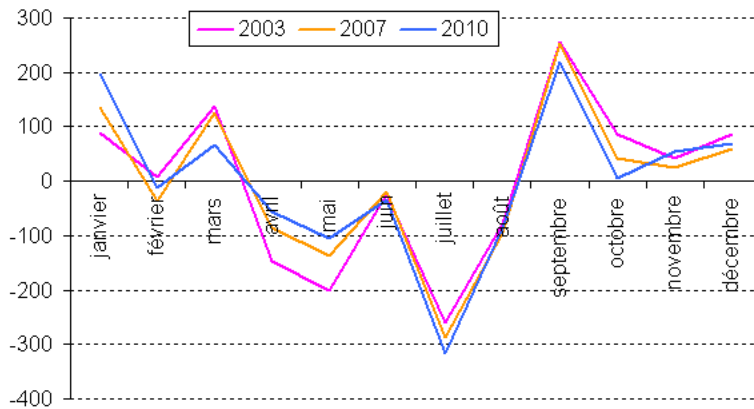
II.2 Dynamique de la saisonnalité

La **saisonnalité** mensuelle peut être définie de façon simple par $S_t + S_{t-1} + S_{t-2} + \dots + S_{t-11} = 0$, ou encore $S_{t+1} = -\sum_{i=0}^{10} S_{t-i}$ en dynamique.

Comme la composante saisonnière obtenue avec la procédure X12 sous DEMETRA+ se déforme au cours de la période 2003-2011 (cf. Figure 3), on permet au motif saisonnier de se déformer légèrement au cours du temps, en introduisant une innovation δ_t sur les coefficients saisonniers⁸ :

$$S_{t+1} = -\sum_{i=0}^{10} S_{t-i} + \delta_t \text{ où } \delta_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\delta^2) \quad (3)$$

FIGURE 3 – Motifs saisonniers 2003, 2007 et 2010 issus de la procédure X12, sous Demetra+



Source : EEC 2003 à 2011, Insee.

8. Cette modélisation de la saisonnalité semble robuste : une modélisation trigonométrique a été testée et conduit exactement aux mêmes résultats. Par ailleurs, la contrainte supplémentaire $\delta_{décembre} = 0$ pourrait être envisagée, et permettrait de s'assurer que la somme des motifs saisonniers sur une année calendaire est égale à zéro.

II.3 Dynamique du bruit d'échantillonnage

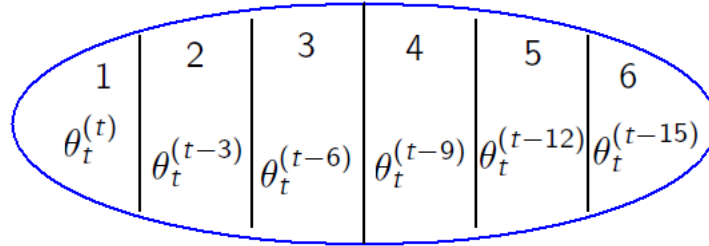
On note ε_t le bruit d'échantillonnage de chaque échantillon mensuel. Comme l'EEC est un panel rotatif où 5/6^{ème} des enquêtés sont réinterrogés au trimestre suivant, ε_t n'est pas un bruit blanc, mais un processus fortement autocorrélé.

Prendre en compte cette autocorrélation dans le modèle est primordial : la modélisation du bruit d'échantillonnage doit refléter au mieux les caractéristiques de l'enquête afin de correctement dissocier la tendance sous-jacente, le motif saisonnier et le bruit d'échantillonnage (cf. Pfeffermann 1991, 1998, [16, 17]).

II.3.1 Modélisation du bruit d'échantillonnage

L'enquête Emploi est un panel rotatif composé de six vagues d'interrogation, la 1ère vague étant constituée des logements qui viennent d'entrer dans l'échantillon, et la 6ème de ceux qui sont interrogés pour la dernière fois. Un échantillon mensuel peut lui aussi être décomposé en ces six vagues (cf. figure 4). Chaque vague est un sous-échantillon dont on note $\theta_t^{(i)}$ le bruit d'échantillonnage associé. $\theta_t^{(i)}$ est supposé être la réalisation d'une variable aléatoire $\theta \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\theta^2)$, i étant le mois au cours duquel chaque sous-échantillon est entré dans le panel et t la date à laquelle ce sous-échantillon est enquêté. Un logement est toujours ré-enquêté exactement tous les trois mois⁹.

FIGURE 4 – Composition par vague d'un échantillon mensuel



Lecture : au mois t , l'échantillon mensuel est composé de six groupes. Pour le groupe entrant (1ère interrogation), on note $\theta_t^{(t)}$ le bruit d'échantillonnage associé. Pour le groupe en 2ème interrogation, le bruit d'échantillonnage est noté $\theta_t^{(t-3)}$, puisque ce groupe était entré dans l'échantillon trois mois auparavant.

Pour un mois t , l'échantillon mensuel est donc composé de six sous-échantillons et le bruit d'échantillonnage global ε_t est la somme de six bruits d'échantillonnage élémentaires :

$$\varepsilon_t = \theta_t^{(t)} + \theta_t^{(t-3)} + \theta_t^{(t-6)} + \theta_t^{(t-9)} + \theta_t^{(t-12)} + \theta_t^{(t-15)} \quad (4)$$

Trois mois plus tard, le bruit est donc $\varepsilon_{t+3} = \theta_{t+3}^{(t+3)} + \theta_{t+3}^{(t)} + \theta_{t+3}^{(t-3)} + \theta_{t+3}^{(t-6)} + \theta_{t+3}^{(t-9)} + \theta_{t+3}^{(t-12)}$, le bruit d'échantillonnage des nouveaux entrants $\theta_{t+3}^{(t+3)}$ remplaçant celui des sortants, et les autres vagues étant à nouveau enquêtées. En revanche, le bruit d'échantillonnage ε_t de l'échantillon mensuel à la date t est totalement indépendant de celui (ε_{t+1}) de l'échantillon qui est enquêté en $t+1$: les trois échantillons mensuels qui composent un trimestre sont indépendants entre eux. La figure 5 résume l'évolution dans le temps du processus ε_t .

9. Dans l'Enquête Emploi, si les individus sont interrogés par exemple au premier mois du trimestre, ils seront à nouveau interrogés au 1er mois des trimestres suivants, car systématiquement ré-enquêtés 13 semaines après l'interrogation précédente (sauf exception de trimestres à 14 semaines). De même pour les mois 2 et 3 du trimestre.

FIGURE 5 – Évolution dans le temps de l'erreur d'échantillonnage ε_t

Date t		Date t+3		Date t+1		Date t+4
$\theta_t^{(t-15)}$				$\theta_{t+1}^{(t-14)}$		
$+ \theta_t^{(t-12)}$	\longrightarrow	$\theta_{t+3}^{(t-12)}$		$+ \theta_{t+1}^{(t-11)}$	\longrightarrow	$\theta_{t+4}^{(t-11)}$
$+ \theta_t^{(t-9)}$	\longrightarrow	$+ \theta_{t+3}^{(t-9)}$		$+ \theta_{t+1}^{(t-8)}$	\longrightarrow	$+ \theta_{t+4}^{(t-8)}$
$+ \theta_t^{(t-6)}$	\longrightarrow	$+ \theta_{t+3}^{(t-6)}$		$+ \theta_{t+1}^{(t-5)}$	\longrightarrow	$+ \theta_{t+4}^{(t-5)}$
$+ \theta_t^{(t-3)}$	\longrightarrow	$+ \theta_{t+3}^{(t-3)}$		$+ \theta_{t+1}^{(t-2)}$	\longrightarrow	$+ \theta_{t+4}^{(t-2)}$
$+ \theta_t^{(t)}$	\longrightarrow	$+ \theta_{t+3}^{(t)}$		$+ \theta_{t+1}^{(t+1)}$	\longrightarrow	$+ \theta_{t+4}^{(t+1)}$
		$+ \theta_{t+3}^{(t+3)}$				$+ \theta_{t+4}^{(t+4)}$
<hr/>		<hr/>		<hr/>		<hr/>
$= \varepsilon_t$		$= \varepsilon_{t+3}$		$= \varepsilon_{t+1}$		$= \varepsilon_{t+4}$

II.3.2 Reconduction partielle du bruit d'échantillonnage

Compte tenu du plan de sondage de l'enquête, l'hypothèse la plus simple consisterait à supposer que le bruit d'échantillonnage $\theta_t^{(i)}$ associé à chaque groupe est strictement reconduit à chaque interrogation, jusqu'à ce que le sous-échantillon sorte du panel : $\theta_{t+3 \times j}^{(i)} = \theta_t^{(i)}$, $\forall j \in [1, 5]$. Néanmoins, cette hypothèse semble trop forte. En pratique, plusieurs modifications peuvent intervenir entre deux interrogations (cf. Breuil 2009, [3]) :

1. Le taux de réponse à l'enquête Emploi avoisinant les 80 %, certains répondants peuvent être non-répondants 3 mois plus tard et, réciproquement, des non-répondants peuvent être récupérés lors de la vague suivante (ce ne sont donc pas strictement les mêmes individus qui répondent d'une vague à l'autre : phénomène d'entrées-sorties). En outre, le champ enquêté n'est pas identique à la vague 6 car certains logements non enquêtés depuis la 1ère vague (résidences secondaires, logements occupés par un ménage de retraités inactifs) sont de nouveau enquêtés et peuvent avoir changé d'occupants (phénomène d'entrées-sorties spécifique à la vague 6).
2. Certains chômeurs ont retrouvé un emploi et, réciproquement, des actifs en emploi sont tombés au chômage (phénomène de changement de statut).
3. Les répondants peuvent répondre différemment selon la vague d'interrogation (lassitude, effet du mode de collecte).

Le phénomène d'entrées-sorties semble être le plus important (cf. Breuil 2009, [3])¹⁰.

Ainsi, on considère que le bruit d'échantillonnage n'est pas intégralement reconduit 3 mois plus tard, mais partiellement reconduit. Une modélisation $AR(1)$ du bruit d'échantillonnage a été précédemment appliquée par Pfeiffermann (1991, [16]) et par Harvey et Chung (2000, [11]) aux enquêtes Emploi israélienne et britannique dont le schéma d'interrogation est très proche de l'enquête Emploi française.

Pfeiffermann et al. (1998, [17]) proposent une méthode d'estimation de la structure d'autocorrélation du bruit d'échantillonnage dans des enquêtes à panel rotatif telles que l'EEC. Bien évidemment, le bruit d'échantillonnage n'est pas directement observable car cela supposerait de connaître la composante saisonnière et la tendance sous-jacente du nombre de chômeurs. On peut néanmoins calculer des pseudo-autocorrélations à partir de l'écart entre le nombre de chômeurs, pour chaque vague d'interrogation, et la moyenne des personnes au chômage sur l'ensemble des vagues d'interrogation. Ces

10. Sur 14 300 individus en moyenne, 600 changent de statut entre deux vagues d'interrogation, 1000 individus sortent et autant rentrent dans l'échantillon.

pseudo-autocorrélations s'expriment comme une combinaison linéaire des autocorrélations que l'on cherche à estimer. Cette méthode est détaillée en annexe V.1. On utilise ensuite ces résultats (cf. tableau 1) afin de déterminer comment le bruit d'échantillonnage associé à une même vague de personnes enquêtées se déforme d'une interrogation à l'autre. Plus précisément, on cherche à caractériser l'évolution dans le temps du processus $\theta_t^{(i)}$.

Tableau 1 – Coefficients de corrélation entre les erreurs d'échantillonnage selon la vague de l'enquête

Transition entre vagues	1A → 2A	1A → 3A	1A → 4A	1A → 5A	1A → 6A	1A → 1B
nombre de chômeurs	0,77	0,53	0,54	0,50	0,20	0,14
décroissance géométrique	0,77	0,59	0,46	0,35	0,27	

Source : EEC 2003 à 2011, Insee. Calcul des auteurs.

Lecture : pour l'estimation du nombre de chômeurs, la corrélation d'un groupe lorsqu'il entre dans le panel (1A) et lorsqu'il est interrogé pour la 2ème fois (2A), 3 mois plus tard, est 0,77. La corrélation entre l'erreur d'échantillonnage de ce groupe lors de son entrée (1A) et celle du nouveau groupe qui prend sa place 6 trimestres plus tard (1B) est 0,14. Ces coefficients de corrélation sont connus avec une précision d'au mieux $\pm 0,25 (= \pm 2/\sqrt{N_{\text{observations}}})$. Les calculs ont été déclinés sur les périodes 2003-2008 et 2009-2011. Comme les différences entre ces deux sous-périodes sont faibles, on considère que la modification du processus de collecte des données à partir du début de l'année 2009 n'a pas eu d'incidence sur les corrélations.

La corrélation semble décroître fortement entre la première et la deuxième interrogation puis entre la cinquième et la sixième, ce qui peut se justifier par le processus de collecte et les comportements de réponse des individus. Par exemple, les interrogations 1 et 6 sont réalisées en face-à-face alors que les interrogations 2 à 5 sont téléphoniques, ce n'est qu'à la 6ème interrogation qu'on intègre les nouveaux logements, et beaucoup d'individus non-répondants sont récupérés en 2ème interrogation. Ces corrélations, estimées avec une précision d'au mieux $\pm 0,25$, sont toutefois assez proches de la décroissance géométrique utilisée par Pfeffermann (1991, [16]) et par Harvey et Chung (2000, [11]), que l'on considère donc adaptée également dans le cas de l'enquête Emploi française (cf. tableau 1).

Avec cette spécification, on note $\theta_t^{(i)}$ le bruit d'échantillonnage, à la date t , du groupe qui est entré dans l'échantillon au mois i . On considère qu'à la période suivante $t + 1$, le bruit d'échantillonnage du groupe i est partiellement reconduit, ce que l'on formalise ainsi :

$$\begin{aligned} \theta_{t+1}^{(i)} &= \varphi \times \theta_t^{(i)} + \xi_t^{(i)} \text{ pour } t \geq i \\ \text{avec } \xi_t^{(i)} &\sim \mathcal{N}(0, (1 - \varphi^2) \times \sigma_\theta^2) \end{aligned} \quad (5)$$

$\varphi = \text{corr}(\theta_{t+1}^{(i)}, \theta_t^{(i)})$ représente donc la part ¹¹ du bruit d'échantillonnage qui est reconduite, tandis que $\xi_t^{(i)}$ est celle qui a changé d'un mois sur l'autre. Ainsi, d'après le tableau 1, on a $\varphi^3 = 0,77$, d'où $\varphi = 0,92$ pour le nombre de chômeurs. La figure 6 résume ce processus.

Enfin, la corrélation entre l'erreur d'échantillonnage d'un groupe lors de son entrée (1A) et celle du groupe qui prend sa place après les six interrogations (1B) est considérée comme négligeable, car elle n'est pas significativement différente de 0.

11. Comme les groupes ne sont ré-enquêtés que 3 mois plus tard, en pratique, on observe φ^3 , la corrélation trimestrielle, d'où l'on déduit φ en supposant un mécanisme similaire tous les mois.

FIGURE 6 – Évolution dans le temps de l'erreur d'échantillonnage ε_t en prenant en compte l'atténuation φ

$$\begin{array}{ccc}
 \text{Date } t & & \text{Date } t+3 \\
 \theta_t^{(t-15)} & & \theta_{t+3}^{(t-12)} \\
 + \theta_t^{(t-12)} & \xrightarrow{\varphi^3} & \\
 + \dots & \xrightarrow{\varphi^3} & + \dots \\
 + \theta_t^{(t)} & \xrightarrow{\varphi^3} & + \theta_{t+3}^{(t)} \\
 & & + \theta_{t+3}^{(t+3)} \\
 \hline
 = \varepsilon_t & & = \varepsilon_{t+3}
 \end{array}$$

II.4 Augmentation de la taille de l'échantillon de l'enquête Emploi à partir de 2009

Le nombre de logements interrogés dans le cadre de l'enquête Emploi a été accru de 50 % à partir de janvier 2009. La comparaison des plans de sondage de l'enquête Emploi avec l'ancien et le nouvel échantillon [cf. partie I.1] montre que le *design effect* est probablement resté à peu près stable. Le *design effect* désigne le rapport entre la variance des estimateurs compte tenu du plan de sondage effectivement utilisé et la variance des estimateurs dans un sondage aléatoire simple dont le nombre de logements interrogés serait le même. Ce dernier ayant été accru de 50 % pour toutes les vagues entrantes à partir de janvier 2009, la variance du bruit d'échantillonnage pour ces vagues d'interrogation a été divisée, approximativement, par 1,5. Dès lors, $\theta_t^{(t)} \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\theta^2)_{t \leq 2008M12}$ et $\theta_t^{(t)} \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\theta^2/1,5)_{t \geq 2009M01}$. Le paramètre σ_θ^2 que l'on estime correspond donc à la variance avant augmentation de la taille de l'échantillon.

II.5 Initialisation du lisseur de Kalman

Pour initialiser le lisseur et améliorer l'estimation des variables d'état du modèle aux premières dates, on utilise une information *a priori* sur l'état initial en janvier 2003. $Tendance_{t=1}$ est fixé à 2248 milliers, correspondant au nombre de chômeurs CVS publié par l'Insee pour le 1er trimestre 2003. Comme ce nombre est publié avec un écart-type égal à 45 milliers, on initialise donc la variance P_1 de cette information a priori à 2025 (l'unité est le millier).

II.6 Résultats

Les calculs sont réalisés à l'aide du logiciel EvIEWS. Le modèle mensuel complet (cf. annexe V.5.1 pour l'écriture matricielle et la syntaxe sous EvIEWS) s'écrit à partir de l'ensemble des équations 1 à 5 :

$$\begin{aligned}
 y_t &= Tendance_t + S_t + \theta_t^{(t)} + \theta_t^{(t-3)} + \theta_t^{(t-6)} + \theta_t^{(t-9)} + \theta_t^{(t-12)} + \theta_t^{(t-15)} + \zeta_t \\
 \left\{ \begin{aligned}
 Tendance_{t+1} &= 2 \times Tendance_t - Tendance_{t-1} + \eta_t && \text{avec } \eta_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\eta^2) \\
 S_{t+1} &= -\sum_{i=0}^{10} S_{t-i} + \delta_t && Tendance_{t=1} = 2248 \text{ et } P_{t=1} = 2025 \\
 \theta_{t+1}^{(t+1)} &\begin{cases} \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\theta^2) & \text{si } (t+1) \leq 2008M12 \\ \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\theta^2/1, 5) & \text{si } (t+1) \geq 2009M01 \end{cases} && \delta_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\delta^2) \\
 \theta_{t+1}^{(i)} &= \varphi \times \theta_t^{(i)} + \xi_t^{(i)}, \quad i \leq t && \xi_t^{(i)} \begin{cases} \sim \mathcal{N}(0, (1 - \varphi^2)\sigma_\theta^2) & \text{si } t \leq 2008M11 \\ \sim \mathcal{N}(0, (1 - \varphi^2)\sigma_\theta^2/1, 5) & \text{si } t \geq 2008M12 \end{cases} \\
 &&& \varphi = 0,92 \\
 &&& \zeta_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\zeta^2)
 \end{aligned} \right.
 \end{aligned}$$

L'estimation des paramètres inconnus par le maximum de vraisemblance¹² donne $\sigma_\theta = 35$, $\sigma_\eta = 11$ et $\sigma_\delta = 29$ (en milliers), ces coefficients étant tous significatifs. En revanche, $\sigma_\zeta = 4,5$ n'est pas significativement différent de 0 donc le bruit ζ_t est exclu du modèle par la suite. Ce choix est conforté par les critères de sélection AIC et BIC qui conduisent eux aussi à sélectionner le modèle le plus parcimonieux, sans le bruit ζ_t .

Comme les logements interrogés au cours d'un trimestre sont différents d'un mois sur l'autre, on peut montrer que la moyenne trimestrielle du bruit d'échantillonnage a une variance égale à $2\sigma_\theta^2$. Celle-ci est comparable à la variance transversale qui est calculée par l'Insee à partir du plan de sondage de l'enquête. Avec 95 % de confiance, le nombre de chômeurs avant 2009 serait connu à $\pm 2\sqrt{2}\sigma_\theta = \pm 98\,000$ près, valeur un peu supérieure à celle de $\pm 92\,000$ calculée indépendamment à partir du plan de sondage (cf. Place 2009, [18]). Compte tenu de la complexité du plan de sondage de l'enquête, il existe néanmoins une incertitude, difficile à quantifier, autour de cette estimation. Les deux résultats apparaissent donc tout à fait compatibles, ce qui peut être considéré comme une indication supplémentaire de la bonne spécification du modèle.

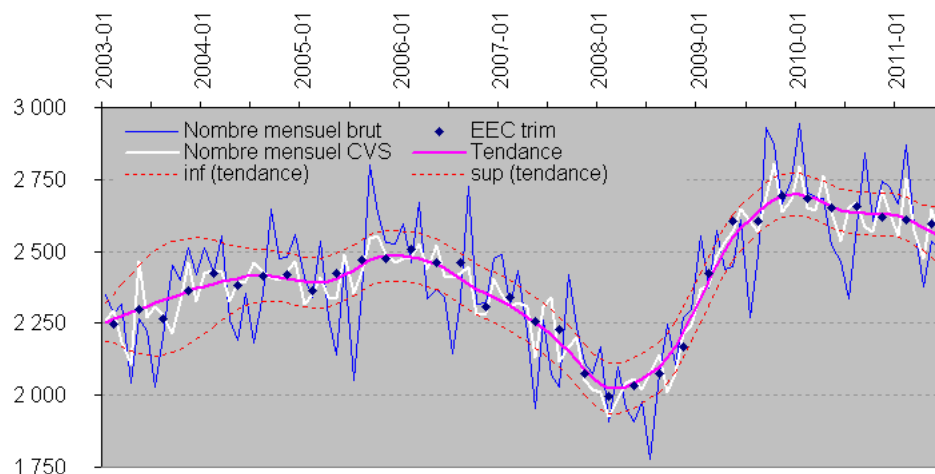
Le lisseur de Kalman fournit également une mesure de l'incertitude autour de la tendance sous-jacente du nombre de chômeurs. Celle-ci tient compte non seulement de la variance des chocs, c'est-à-dire de la structure transversale du modèle, mais également de sa structure temporelle : les nombres de chômeurs observés à deux dates consécutives ne sont pas indépendants. Compte tenu de la variance des chocs, de la structure du modèle et de l'ensemble des observations disponibles, le nombre tendanciel de chômeurs est connu, en régime permanent, à $\pm 88\,000$ avant 2009 et à $\pm 74\,000$ suite à l'augmentation du nombre de logements enquêtés¹³. Les résultats sont présentés en Figures 7 et 8.

Les erreurs standardisées de prévision sont le principal indicateur permettant de valider la bonne spécification du modèle (Harvey et Koopman, 1992, [12]). La distribution de ces erreurs doit être normale et sans autocorrélation (ce que l'on mesure ici à l'aide respectivement des tests de Jarque-Bera et de Ljung-Box). Ces hypothèses ne sont pas rejetées (p-value = 0,90 pour le test de Jarque-Bera et cf. Figure 9 pour le test de Ljung-Box), le modèle semble donc bien spécifié.

12. En annexe V.2 on teste la stabilité dans le temps de ces estimations. En annexe V.5.3, on présente l'algorithme utilisé pour aboutir à un maximum global, et non local, de vraisemblance.

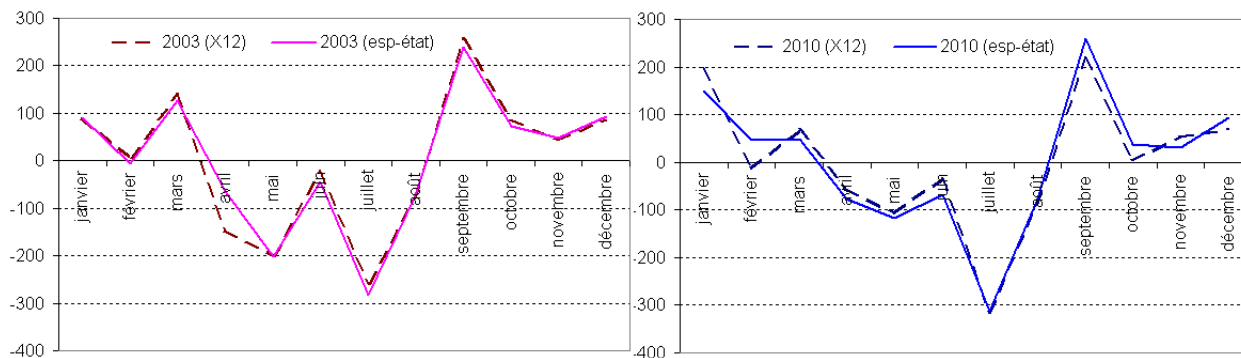
13. L'intervalle de confiance obtenu par le modèle est à peu près inchangé si l'on tient compte de l'incertitude liée à l'estimation des paramètres par le maximum de vraisemblance (Hamilton, 1986, [10]).

FIGURE 7 – Nombre de chômeurs (en milliers) : série brute, série CVS, tendance sous-jacente (et son intervalle de confiance à 95 %) et série trimestrielle CVS publiée par l'Insee (EEC)



Source : EEC 2003 à 2011, Insee.

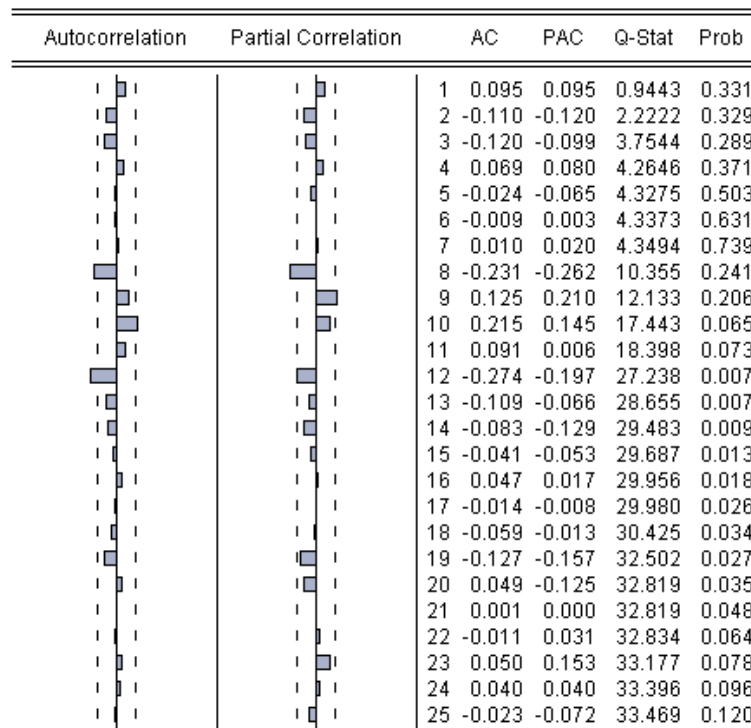
FIGURE 8 – Variations saisonnières du nombre de chômeurs au sens du BIT (en milliers)



Source : EEC 2003 à 2011, Insee.

Lecture : En juillet, le nombre de chômeurs est inférieur de 300 000 à sa moyenne annuelle.

FIGURE 9 – Autocorrélation des erreurs standardisées de prévision du modèle



Source : EEC 2003 à 2011, Insee.

Lecture : L'autocorrélation simple à l'ordre 1 des erreurs standardisées de prévision du modèle est 0,095. D'après la statistique de Ljung-Box (P-value=0,331), on ne rejette pas l'absence d'autocorrélation jusqu'à l'ordre 1.

III Utilisation d’une information auxiliaire à l’enquête Emploi : les Demandeurs d’Emploi en Fin de Mois (DEFM)

Depuis 2007, la série de DEFM n’est plus utilisée par l’Insee pour produire la série de chômage au sens du BIT. Toutefois, elle pourrait fournir une information auxiliaire intéressante et permettre au modèle de mieux capter les variations de la tendance sous-jacente en fin de période, lorsque le modèle a peu de recul pour analyser les données. Dans la suite, on s’intéresse exclusivement aux DEFM de catégorie A¹⁴, que l’on convertit en équivalent « milieu de mois », par souci d’homogénéité avec l’EEC qui fournit un nombre de chômeurs moyen sur le mois, et non en fin de mois. Par la suite, sous le nom de Defm, on fera ainsi référence à la série $Defm_t = \frac{1}{2} (Defm_t^{Cat A} + Defm_{t-1}^{Cat A})$.

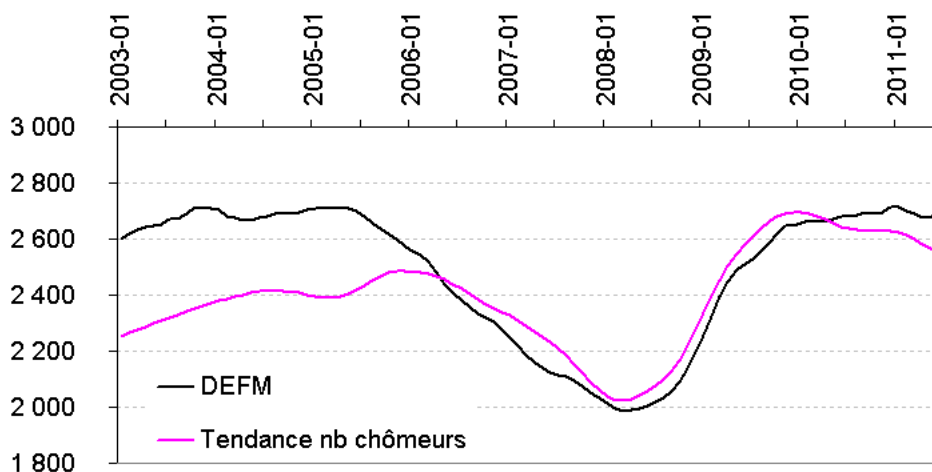
III.1 Chômeurs au sens du BIT et DEFM : principales différences

Un chômeur au sens du BIT est une personne de 15 ans ou plus qui

1. n’est pas en emploi pendant la semaine de référence,
2. est disponible pour prendre un emploi dans les 15 jours et
3. a cherché activement un emploi dans le mois précédent ou a trouvé un emploi commençant moins de trois mois plus tard.

Ainsi, certaines personnes sont inscrites sur les listes de DEFM (Pôle Emploi) sans être comptabilisées comme chômeurs au sens du BIT, et inversement, d’autres peuvent être considérées comme chômeurs au sens du BIT sans être inscrites à Pôle emploi.

FIGURE 10 – Comparaison du nombre de DEFM (en milieu de mois) et de la tendance sous-jacente du chômage obtenue précédemment



Sur la période 2003-2011, les séries de chômage au sens du BIT et de DEFM ne sont pas sans lien (cf. Figure 10). Néanmoins, elles divergent nettement sur deux périodes :

1. De mai 2005 à avril 2006, le nombre de DEFM baisse fortement, alors que le chômage au sens du BIT augmente selon l’enquête Emploi. Debauche, *et al.* (2007, [4]) ainsi que l’Inspection Générale des Finances et l’Inspection Générale des Affaires Sociales (2007, [8]) avancent quelques éléments d’explications sur ces divergences : évolution structurelle du marché du travail (augmentation des courtes périodes d’activité et du turnover des chômeurs), modifications dans la gestion des demandeurs d’emploi, éventuels effets de la réforme de la filière de l’assurance-chômage de 2003.

14. La catégorie A regroupe les demandeurs d’emploi tenus de faire des actes positifs de recherche d’emploi, n’exerçant aucun emploi (anciennes catégories 1, 2, 3 hors activité réduite, utilisées jusqu’en 2007).

2. En 2010, le nombre de chômeurs au sens du BIT est en baisse alors que le nombre de DEFM augmente continûment. Trois éléments d'explication sont proposés par l'Insee et la Dares ([15]) pour expliquer cette divergence : orientation de certains bénéficiaires du RSA vers Pôle emploi, nouvelle convention d'assurance-chômage d'avril 2009 qui ouvre l'indemnisation à davantage de personnes, modification de la dispense de recherche d'emploi¹⁵.

III.2 Modélisation simultanée du nombre de chômeurs au sens du BIT et du nombre de DEFM

Le modèle précédent est adapté afin d'y intégrer les DEFM (CVS et en milieu de mois). En effet, aux toutes dernières dates, une source de données auxiliaire comme les DEFM pourrait aider à mieux identifier la tendance sous-jacente et à capter les points de retournement. Sur le passé lointain, le modèle dispose d'une information suffisante avec l'enquête Emploi pour identifier correctement les composantes de la série mensuelle de chômage.

Le chômage BIT s'écrit toujours $y_t = Tendance_t + S_t + \sum_{i=0}^5 \theta_t^{(t-3i)}$. Le nombre de DEFM CVS est modélisé comme une tendance $Tendance_t^*$ distincte de celle du chômage BIT¹⁶. Les tendances sous-jacentes $Tendance_t$ et $Tendance_t^*$ sont supposées distinctes, mais de même ordre d'intégration (marche aléatoire sur la pente : $Tendance_{t+1}^* = 2 \times Tendance_t^* - Tendance_{t-1}^* + \eta_t^*$) et on suppose de plus que les innovations η_t et η_t^* sont corrélées, avec un coefficient de corrélation ρ qui sera estimé par maximum de vraisemblance.

Néanmoins, la corrélation entre les innovations des deux tendances n'est pas nécessairement stable dans le temps. Utiliser uniquement les 12 derniers mois de DEFM semble un bon compromis entre une période assez longue pour estimer le coefficient de corrélation ρ , mais suffisamment courte aussi pour refléter une corrélation de court terme. C'est pourquoi l'information apportée par les DEFM est préalablement corrigée des variations saisonnières (même CVS que pour les publications officielles).

$$\begin{cases} y_t &= Tendance_t + S_t + \theta_t^{(t)} + \theta_t^{(t-3)} + \theta_t^{(t-6)} + \theta_t^{(t-9)} + \theta_t^{(t-12)} + \theta_t^{(t-15)} \\ Defm_t &= Tendance_t^* \text{ (12 derniers mois)} \end{cases}$$

$$\begin{cases} Tendance_{t+1} = 2 \times Tendance_t - Tendance_{t-1} + \eta_t & \text{avec } Tendance_{t=1} = 2248 \text{ et } P_{t=1} = 2025 \\ Tendance_{t+1}^* = 2 \times Tendance_t^* - Tendance_{t-1}^* + \eta_t^* & \begin{pmatrix} \eta_t \\ \eta_t^* \end{pmatrix} \sim \mathcal{N} \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_\eta^2 & \rho\sigma_\eta\sigma_{\eta^*} \\ \rho\sigma_\eta\sigma_{\eta^*} & \sigma_{\eta^*}^2 \end{pmatrix} \right) \\ S_{t+1} = -\sum_{i=0}^{10} S_{t-i} + \delta_t & \delta_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\delta^2) \\ \theta_{t+1}^{(t+1)} \begin{cases} \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\theta^2) & \text{si } (t+1) \leq 2008M12 \\ \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\theta^2/1, 5) & \text{si } (t+1) \geq 2009M01 \end{cases} & \\ \theta_{t+1}^{(i)} = \varphi \times \theta_t^{(i)} + \xi_t^{(i)}, \quad i \leq t & \xi_t^{(i)} \begin{cases} \sim \mathcal{N}(0, (1-\varphi^2)\sigma_\theta^2) & \text{si } t \leq 2008M11 \\ \sim \mathcal{N}(0, (1-\varphi^2)\sigma_\theta^2/1, 5) & \text{si } t \geq 2008M12 \end{cases} \\ & \varphi = 0,92 \end{cases}$$

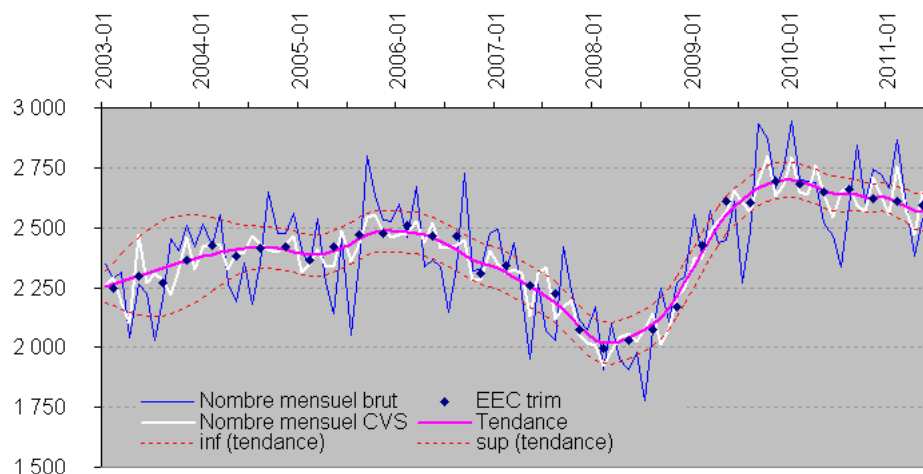
15. <http://www.travail-emploi-sante.gouv.fr/IMG/pdf/2011-065.pdf> : dernier encadré. [15]

16. À nouveau, un modèle plus général a été testé, où les DEFM CVS étaient la somme d'une tendance sous-jacente et d'un bruit blanc ($Defm_t = Tendance_t^* + \nu_t$). La variance de ce bruit blanc estimée par le maximum de vraisemblance n'était pas différente de 0. Ce processus a donc été exclu du modèle. Ce choix est conforté par les critères AIC et BIC qui conduisent également à sélectionner le modèle sans bruit blanc ν_t , plus parcimonieux.

III.3 Résultats

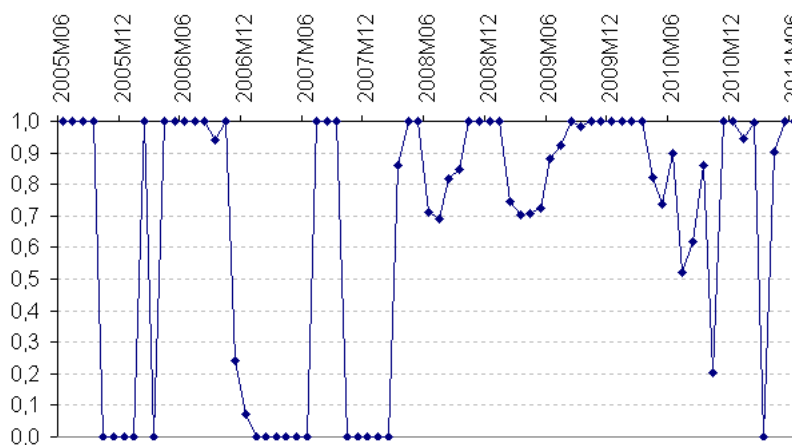
La tendance sous-jacente du chômage est très proche de celle obtenue sans DEFM (cf. Figure 11). Elle n'est légèrement modifiée que sur les 12 derniers mois. La saisonnalité n'est pas du tout modifiée par l'inclusion des DEFM.

FIGURE 11 – Tendance sous-jacente avec innovations corrélées - DEFM sur les 12 derniers mois



Si l'on fait glisser la fenêtre de 12 mois de 2005 à 2011, la corrélation ρ estimée par le maximum de vraisemblance oscille entre 0 et 1 selon les périodes (cf. Figure 12). En particulier, la corrélation est estimée à 0 sur la période de fortes divergences entre ces deux sources de chômage, de septembre 2005 à mai 2006. Depuis 2008, elle est très souvent estimée à 1.

FIGURE 12 – paramètre de corrélation ρ en fonction de la fenêtre glissante de 12 mois de DEFM



Lecture : Le taux de chômage de décembre 2008 est prédit en disposant des données de l'EEC jusqu'en novembre 2008, ainsi que des DEFM sur les 12 derniers mois, de décembre 2007 à novembre 2008. Sur cette période, $\rho = 1$: les innovations sur la tendance des DEFM et les innovations sur la tendance du chômage sous-jacent sont totalement corrélées.

Ainsi, le modèle est relativement souple : si les DEFM CVS semblent corrélées à la tendance sous-jacente sur le passé récent (douze derniers mois), alors le modèle les intègre sur cette période. Dans le cas contraire, les DEFM ne sont pas utilisées par le modèle : cela aurait été le cas par exemple si l'exercice avait été réalisé sur une période se terminant en 2006 (cf. Figure 12).

III.4 Détection des points de retournement de la tendance sous-jacente du chômage

Si l'ensemble d'information du lisseur de Kalman intègre les derniers points disponibles (jusqu'en 2011), il apparaît que la tendance sous-jacente du chômage s'infléchit à la hausse en mars 2008, après deux années de baisse (cf. Figure 10). Les DEFM et le nombre de chômeurs au sens du BIT sont bien corrélés et aucun changement important de comportement ou d'accompagnement des chômeurs n'est recensé sur cette période.

Le mouvement inverse se produit deux ans plus tard : il apparaît aujourd'hui que la tendance du chômage s'infléchit à la baisse dès février 2010. Néanmoins, les DEFM et le nombre de chômeurs au sens du BIT divergent à cette période.

Deux questions se posent : Au bout de combien de temps le modèle aurait-il été capable de détecter ces deux retournements ? Est-ce que l'utilisation des DEFM aurait permis de les repérer plus tôt ?

Bien qu'il s'agisse d'une analyse en temps réel, les paramètres σ_θ et σ_η ont été estimés sur l'ensemble de la période (2003 à 2011)¹⁷. En réalité, les estimations de σ_θ et σ_η ne sont véritablement stables que depuis 2009¹⁸. Nous considérons que cette instabilité n'est pas le reflet d'une rupture structurelle mais qu'elle correspond à une phase d'apprentissage des caractéristiques de l'économie. De même, σ_{η^*} est estimé sur l'ensemble de la période 2003-2011 : $\sigma_{\eta^*} = 9$ ¹⁹. En revanche, le paramètre ρ est estimé à chaque date, sur les 12 derniers mois²⁰.

Retournement de mars 2008

Sans les DEFM, le retournement est détecté au bout de 4 mois, à partir de juin 2008. Dans le modèle utilisant les DEFM le chômage sous-jacent s'inspire de l'évolution des DEFM sur les derniers mois : la rupture de tendance commence à se dessiner dès mars 2008, même si le retournement n'est aussi caractérisé qu'en juin 2008 (cf. Figure 13).

Retournement de février 2010

Avec le modèle qui n'utilise pas les DEFM, le retournement commence à se dessiner au bout de 2 mois, en avril, mais n'est vraiment caractérisé qu'au bout de 4 mois, en juin 2010. Avec les DEFM, le retournement n'est pas détecté plus tôt, car le nombre de demandeurs d'emploi continue à augmenter sur cette période (cf. Figure 14).

Une modélisation consistant à faire « pointer » le nombre de chômeurs au sens du BIT et les DEFM sur la même tendance sous-jacente permettrait, certes, de capter plus tôt le retournement de 2008. Néanmoins, ce choix apparaît risqué compte tenu des divergences observées sur le passé entre les deux mesures du chômage. Il conduirait d'ailleurs à des prévisions systématiquement biaisées à partir de 2010, lorsque les DEFM et la tendance sous-jacente du chômage BIT recommencent à diverger.

Avec cette modélisation « prudente », les DEFM permettent néanmoins d'améliorer à la marge les prévisions du taux de chômage (cf. partie IV.2).

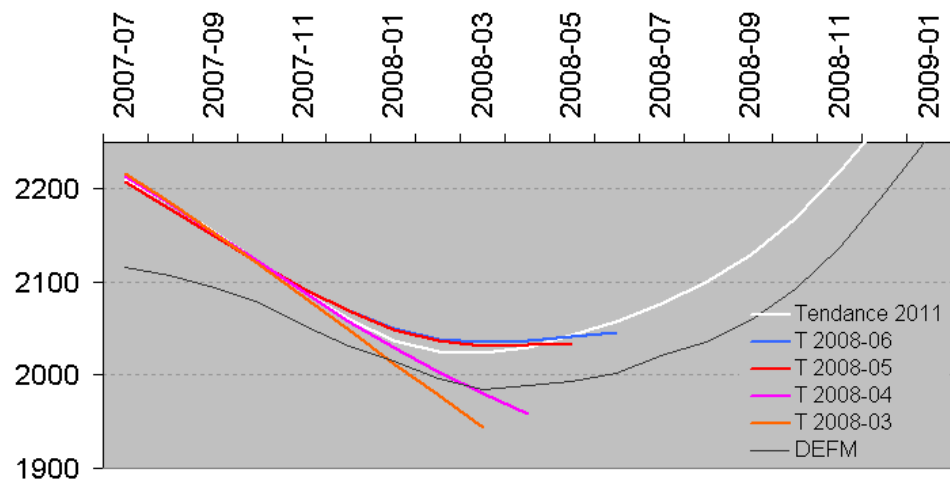
17. Ce choix est nécessaire, mais on est conscient qu'il conduit à surestimer légèrement les performances du modèle en prévision

18. cf. annexe V.2

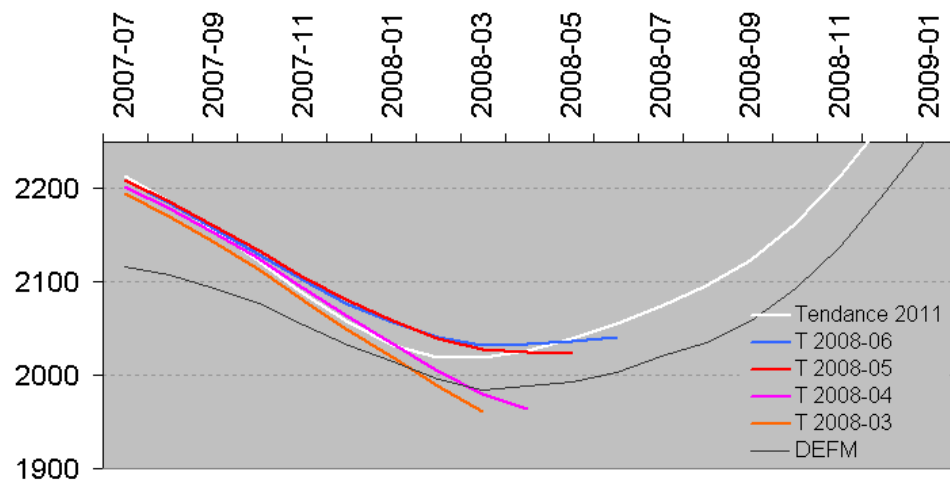
19. cf. annexe V.3

20. D'autres solutions ont été testées. La corrélation entre DEFM et chômage BIT sur l'ensemble de la période 2003-2011 étant estimée à 1, on pourrait contraindre $\rho = 1$, mais les prévisions sont alors biaisées dans les périodes où DEFM et chômage BIT divergent. Par ailleurs, σ_{η^*} pourrait aussi être estimée avec ρ sur chaque fenêtre glissante de 12 mois, mais elle n'est jamais significativement différente de l'estimation effectuée sur l'ensemble de la période 2003-2011.

FIGURE 13 – Retournement de mars 2008

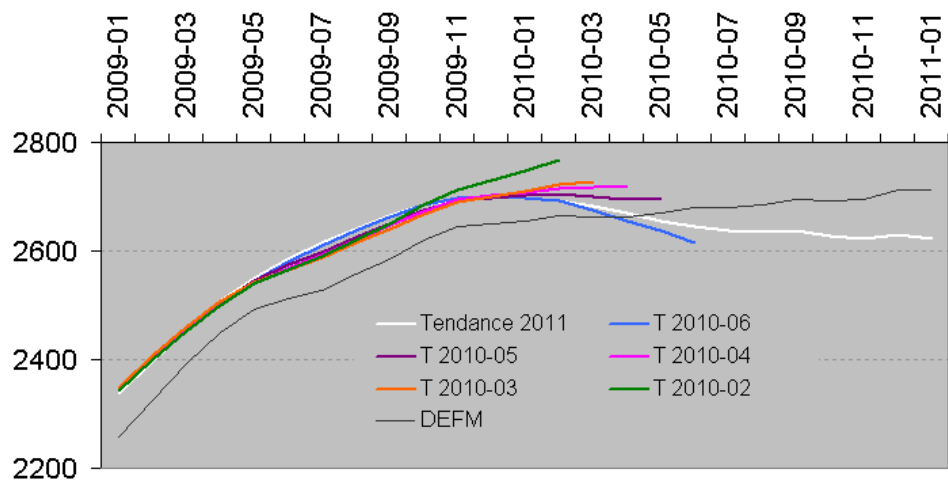


(a) Tendance sous-jacente estimée en temps réel par le modèle n'utilisant pas les DEFM

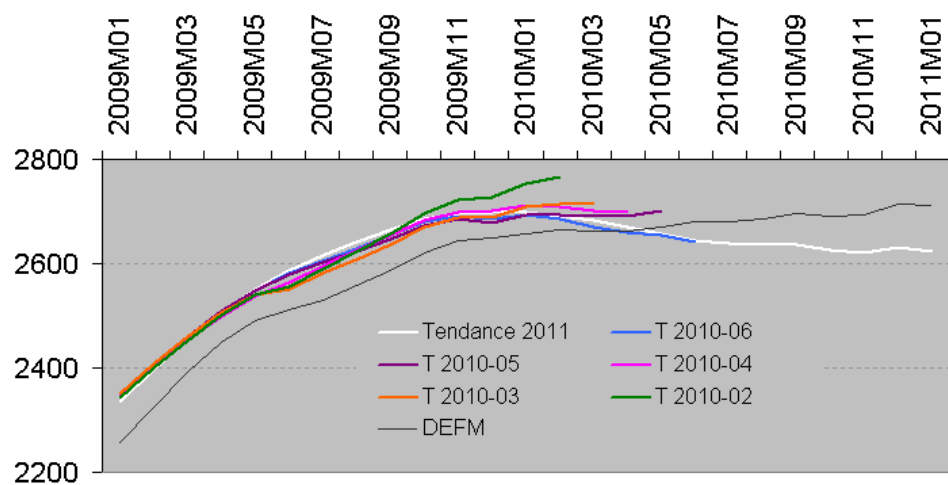


(b) Tendance sous-jacente estimée en temps réel par le modèle utilisant les DEFM

FIGURE 14 – Retournement de février 2010



(a) Tendance sous-jacente estimée en temps réel par le modèle n'utilisant pas les DEFM



(b) Tendance sous-jacente estimée en temps réel par le modèle utilisant les DEFM

IV Modélisation du taux de chômage

IV.1 Estimation du modèle

Il est possible de modéliser directement le taux de chômage, de la même façon que l'on a modélisé le nombre de chômeurs. Les hypothèses sur la structure de l'EEC et l'autocorrélation des erreurs d'échantillonnage restent pertinentes pour les estimations de taux de chômage. En première approximation, les fluctuations du taux dépendent essentiellement de l'évolution du nombre de chômeurs : le coefficient de reconduction du bruit d'échantillonnage (φ) est donc celui utilisé pour le nombre de chômeurs ($\varphi = 0,92$).

Enfin, il est toujours possible d'intégrer les DEFM dans ce modèle. En effet, la corrélation ρ entre les innovations est une spécification suffisamment souple : elle permet de relier deux séries de nature tout à fait différentes, puisqu'ici les DEFM sont en niveau et le chômage BIT est en taux.

Le modèle complet s'écrit donc ²¹ :

$$\begin{cases} y_t &= Tendance_t + S_t + \theta_t^{(t)} + \theta_t^{(t-3)} + \theta_t^{(t-6)} + \theta_t^{(t-9)} + \theta_t^{(t-12)} + \theta_t^{(t-15)} \\ Defm_t &= Tendance_t^* \text{ (12 derniers mois)} \end{cases}$$

$$\begin{cases} Tendance_{t+1} = 2 \times Tendance_t - Tendance_{t-1} + \eta_t & \text{avec } Tendance_{t=1} = 0,083 \\ P_{t=1} = 2,25 \times 10^{-6} \\ Tendance_{t+1}^* = 2 \times Tendance_t^* - Tendance_{t-1}^* + \eta_t^* & \text{avec } \begin{pmatrix} \eta_t \\ \eta_t^* \end{pmatrix} \sim \mathcal{N} \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_\eta^2 & \rho\sigma_\eta\sigma_{\eta^*} \\ \rho\sigma_\eta\sigma_{\eta^*} & \sigma_{\eta^*}^2 \end{pmatrix} \right) \\ S_{t+1} = -\sum_{i=0}^{10} S_{t-i} + \delta_t & \delta_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\delta^2) \\ \theta_{t+1}^{(t+1)} \begin{cases} \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\theta^2) & \text{si } (t+1) \leq 2008M12 \\ \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\theta^2/1,5) & \text{si } (t+1) \geq 2009M01 \end{cases} \\ \theta_{t+1}^{(i)} = \varphi \times \theta_t^{(i)} + \xi_t^{(i)}, \quad i \leq t & \xi_t^{(i)} \begin{cases} \sim \mathcal{N}(0, (1-\varphi^2)\sigma_\theta^2) & \text{si } t \leq 2008M11 \\ \sim \mathcal{N}(0, (1-\varphi^2)\sigma_\theta^2/1,5) & \text{si } t \geq 2008M12 \end{cases} \\ & \varphi = 0,92 \end{cases}$$

Le taux de chômage sous-jacent ainsi obtenu est présenté en Figure 15.

L'estimation par le maximum de vraisemblance fournit un écart-type pour l'erreur d'échantillonnage : $\sigma_\theta = 0,15$ point de chômage. Avec 95 % de confiance, le taux de chômage trimestriel avant 2009 serait donc connu à $\pm 2\sqrt{2}\sigma_\theta = 0,4$ point de chômage près, valeur un peu supérieure à celle calculée indépendamment à partir du plan de sondage par l'Unité de Méthodologie Statistique de l'Insee, $\pm 0,3$ point de chômage. De même que pour le nombre de chômeurs, le lisseur de Kalman fournit également une mesure de l'incertitude autour de la tendance sous-jacente du taux de chômage, en tenant compte de la structure temporelle du modèle : le taux de chômage tendanciel est connu, en régime permanent,

21. Le modèle comporte cinq paramètres à estimer : $\sigma_\theta, \sigma_\eta, \sigma_{\eta^*}, \sigma_\delta$ et ρ . L'ajout d'un bruit blanc ζ_t dans l'équation de mesure du taux de chômage BIT pose un problème d'identification en pratique. L'algorithme de maximisation de la vraisemblance ne parvient pas à converger si le paramètre σ_ζ doit également être estimé.

Quatre modèles ont donc été comparés à l'aide des critères d'information AIC et BIC :

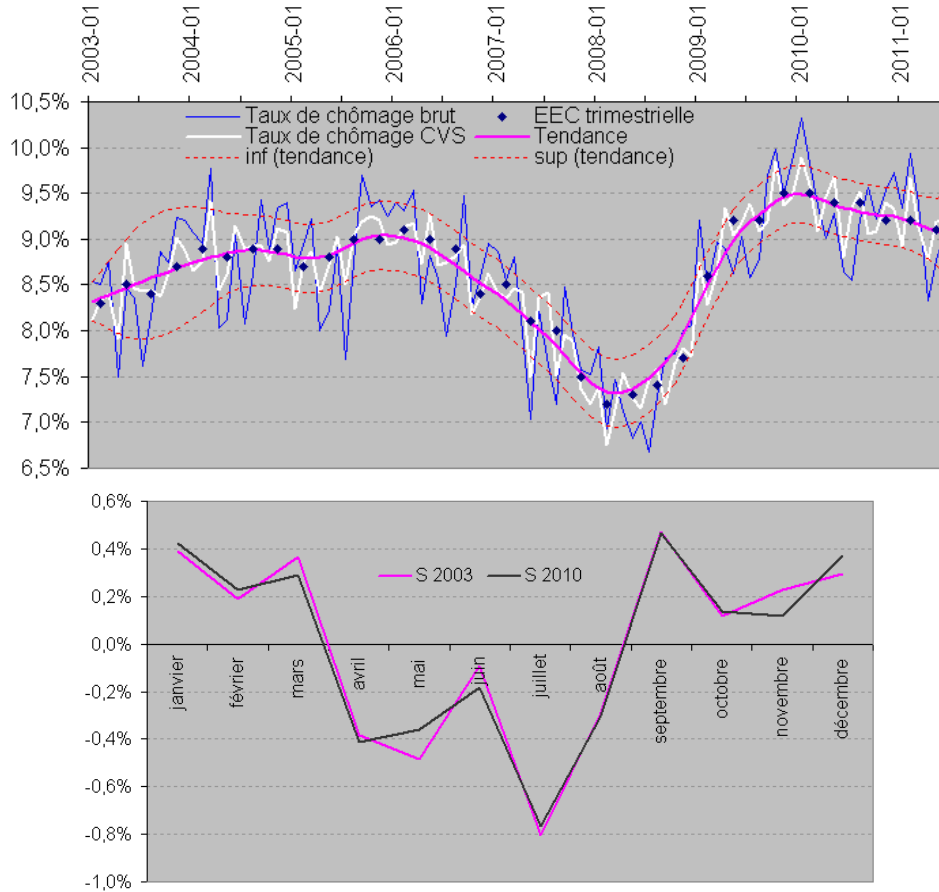
- un modèle où la saisonnalité du taux de chômage BIT est variable dans le temps et où aucune des équations de mesure ne comporte de bruit blanc (ni ζ_t , ni ν_t) ;
- un modèle où la saisonnalité du taux de chômage BIT est variable dans le temps et où seule l'équation de mesure des DEFM comporte un bruit blanc (ν_t) ;
- un modèle où la saisonnalité du taux de chômage BIT est fixe et où seule l'équation de mesure du taux de chômage BIT comporte un bruit blanc (ζ_t) ;
- un modèle où la saisonnalité du taux de chômage BIT est fixe et où les deux équations de mesure comportent un bruit blanc (avec ζ_t et ν_t).

Le modèle privilégié par les critères d'information AIC et BIC est le premier. Il est donc utilisé dans la suite.

à $\pm 0,37$ point de chômage avant 2009 et à $\pm 0,30$ point en régime permanent suite à l'augmentation du nombre de logements enquêtés.

L'estimation par le maximum de vraisemblance fournit aussi $\sigma_\eta = 0,04$ et $\sigma_\delta = 0,05$ point de chômage.

FIGURE 15 – Tendance sous-jacente et saisonnalité du taux de chômage BIT



L'hypothèse de normalité des erreurs standardisées de prévision n'est pas rejetée par un test de Jarque-Bera ($p\text{-value} = 0,88$), ni l'absence d'autocorrélation par un test de Ljung-Box (figure 16).

Enfin, le paramètre ρ estimé à chaque période est proche de celui estimé pour le modèle du nombre de chômeurs (cf. figure 17).

En modélisant d'une part le nombre de chômeurs et d'autre part le nombre d'actifs occupés, on pourrait aussi en déduire une tendance sous-jacente du taux de chômage. La modélisation du nombre d'actifs occupés et le taux de chômage sous-jacent qui en découle sont présentés en annexe V.4. Les résultats sont proches, que l'on modélise directement le taux de chômage sous-jacent ou qu'on le déduise des tendances sous-jacentes des nombres de chômeurs et d'actifs occupés (méthode « indirecte »).

FIGURE 16 – Autocorrélation des erreurs standardisées de prévision du modèle

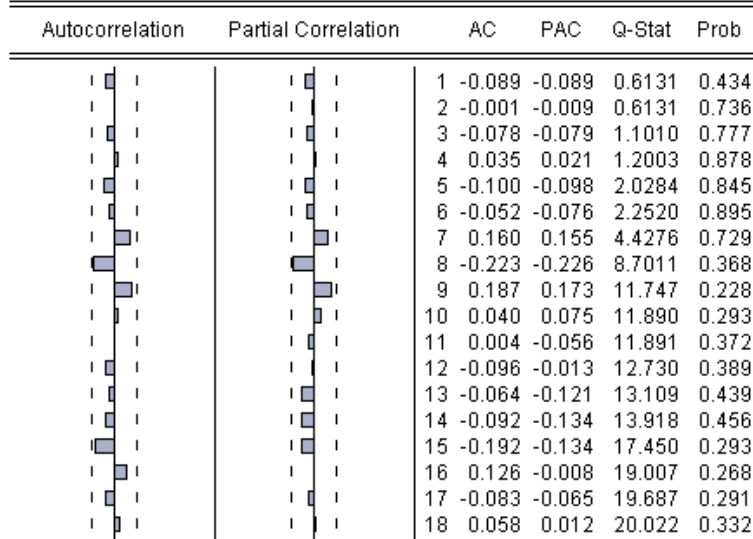
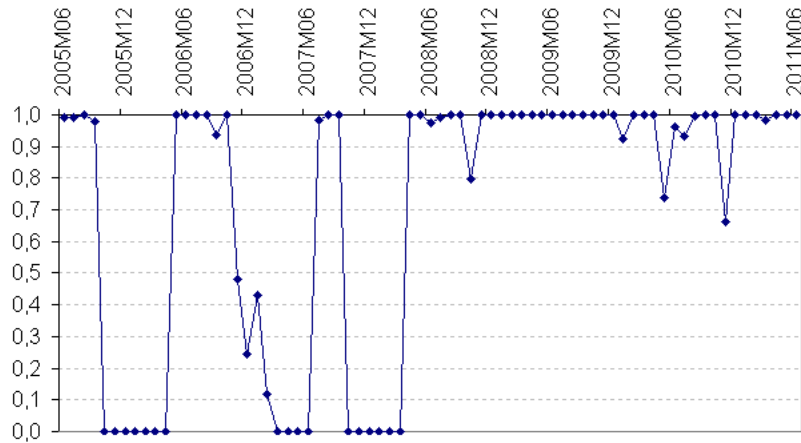


FIGURE 17 – Paramètre de corrélation ρ en fonction de la fenêtre glissante de 12 mois de DEFM - modèle en taux de chômage



Lecture : le taux de chômage de décembre 2008 est prédit en disposant des données de l'EEC jusqu'en novembre 2008, ainsi que les DEFM, sur les 12 derniers mois, soit de décembre 2007 à novembre 2008. Sur cette période, $\rho = 1$: les innovations sur la tendance des DEFM et les innovations sur la tendance du chômage sous-jacent sont totalement corrélées.

IV.2 Performances du modèle en prévision

On teste à présent la capacité du modèle de taux de chômage à fournir une bonne prévision en temps réel : à chaque date t , le taux de chômage y_t issu de l'enquête emploi est comparé à \hat{y}_t , la prévision à horizon un mois qu'aurait fourni le modèle à partir des observations passées (y_1 à y_{t-1}). Les performances en prévision reflètent la qualité globale du modèle. Elles permettent par exemple d'évaluer l'apport des DEFM pour capter les retournements de tendance en fin de période et de vérifier ce qu'apporte la modélisation rigoureuse du bruit d'échantillonnage par rapport à une modélisation beaucoup plus simple où il serait considéré comme un bruit blanc. Les paramètres du modèle sont estimés par le maximum de vraisemblance sur l'ensemble de la période (2003-2011) pour les raisons évoquées précédemment.

On réalise tout d'abord l'exercice sans s'aider de l'information conjoncturelle apportée par les DEFM. On intègre ensuite les DEFM pour voir dans quelle mesure cette série permet d'améliorer les prévisions. Enfin, les performances en prévision sont comparées à celles d'un modèle plus simple où le bruit d'échantillonnage est considéré comme un bruit blanc.

IV.2.1 Qualité des prévisions sans utiliser les DEFM

La meilleure prévision de la **tendance** est obtenue en fixant les innovations $\eta_{n+1}, \eta_{n+2}, \dots$ à 0. Ainsi, le modèle va se contenter de prolonger la pente de la tendance : $\Delta Tendance_{n+1} = \Delta Tendance_n$.

Compte tenu de la persistance du **bruit d'échantillonnage**, il peut être prolongé à une valeur non nulle. Seules les innovations $\xi_{n+1}^{(i)}$ et le bruit d'échantillonnage $\theta_{n+1}^{(n+1)}$ lié aux nouveaux entrants sont inconnus, donc fixés à 0. Ainsi

$$\begin{aligned}\varepsilon_{n+1} &= 0 + \theta_{n+1}^{(n-2)} + \theta_{n+1}^{(n-5)} + \theta_{n+1}^{(n-8)} + \theta_{n+1}^{(n-11)} + \theta_{n+1}^{(n-14)} \\ &= 0 + \varphi^3 \times \theta_{n-2}^{(n-2)} + (\varphi^3)^2 \times \theta_{n-5}^{(n-5)} + \dots + (\varphi^3)^5 \times \theta_{n-14}^{(n-14)}\end{aligned}$$

Enfin, les douze derniers **motifs saisonniers** sont simplement reproduits à l'identique sur la période de prévision puisque les innovations δ_{n+1} sont aussi fixées à 0. La prévision est présentée en Figure 18 et commence en juin 2005. Les erreurs de prévision sont présentées en tableau 2 et figure 19.

FIGURE 18 – Comparaison du taux de chômage prévu à horizon 1 mois et du taux de chômage observé (juin 2005 - juin 2011)

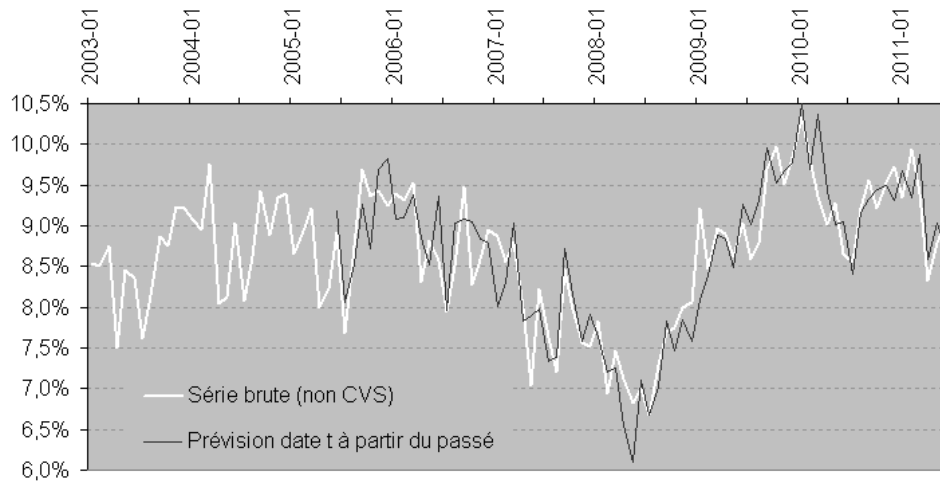
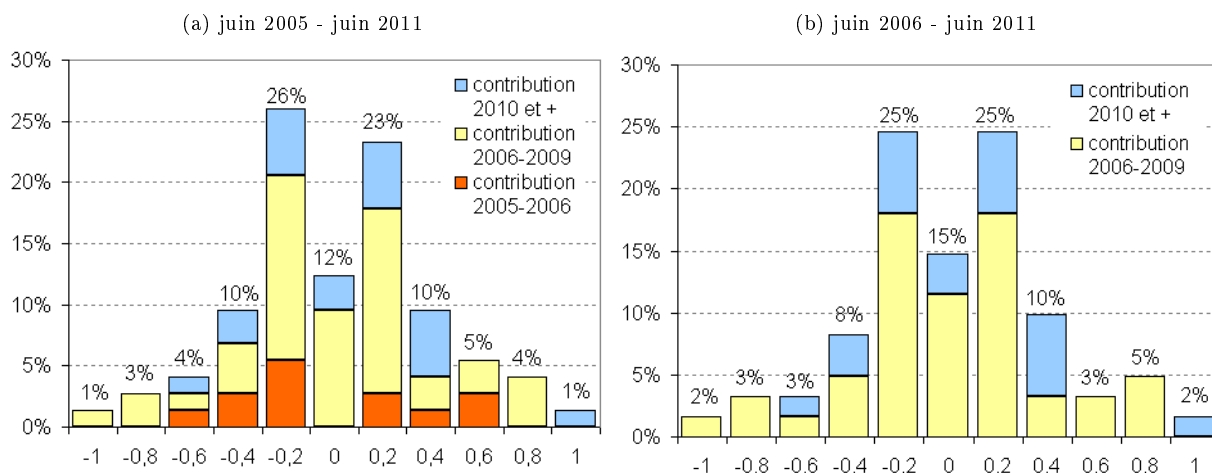


FIGURE 19 – Distribution des erreurs de prévision sans utiliser les DEFM



Note : Les erreurs de prévisions commises entre juin 2005 et mai 2006 sont présentées à titre indicatif. Si l'on considère que le risque d'une divergence aussi importante qu'observée à l'époque entre les DEFM et le nombre de chômeurs BIT est faible, le fait d'inclure 2005 dans les statistiques de révision calculées sur une période relativement courte surpondère ce risque. Par la suite, l'accent sera mis sur la période juin 2006 - juin 2011.

Tableau 2 – Erreurs de prévision sans utiliser les DEFM

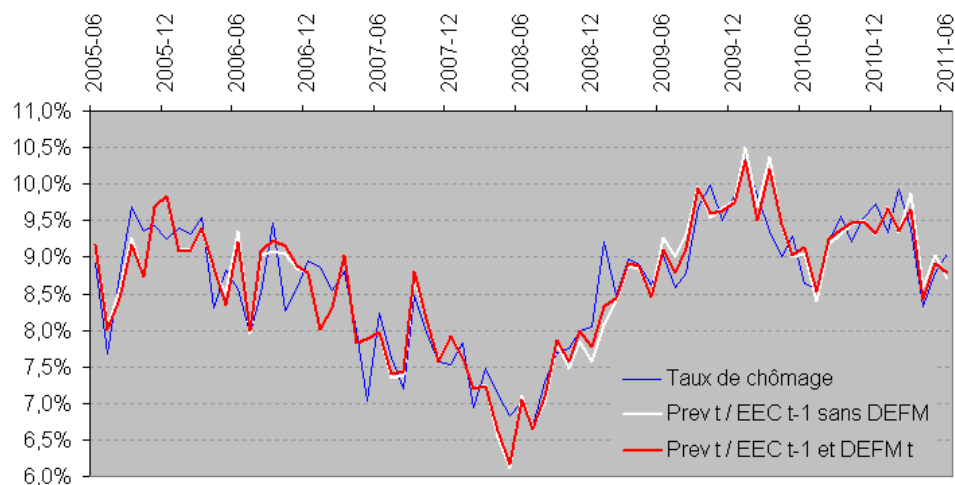
Erreur absolue moyenne = $\text{moy} y_T^{\text{pred}} - y_T $	0,32
Erreur d'amplitude maximale	-1,10 (janvier 2009)
Part des erreurs comprises entre -0,2 et +0,2	65 %

Note : les erreurs de prévision sont exprimées en points de chômage. Ces erreurs sont estimées sur la période restreinte juin 2006 - juin 2011, mais sont identiques sur la période juin 2005 - juin 2011.

IV.2.2 Qualité des prévisions en utilisant les DEFM

Pour prédire le taux de chômage du mois t , le modèle peut s'appuyer sur les données de l'enquête emploi jusqu'en $t-1$ et, selon la corrélation estimée, sur les DEFM de $t-11$ jusqu'en t (12 derniers mois). L'exercice de prévision en temps réel commence en juin 2005, au début de la période de divergence exceptionnelle entre les nombres de DEFM et de chômeurs au sens du BIT (2005)²². Même si les erreurs de prévision s'expliquent davantage par le bruit d'échantillonnage que par les innovations sur la tendance, les DEFM permettent de réduire légèrement ces erreurs (cf. figures 20 et 21 ainsi que tableau 3).

FIGURE 20 – Comparaison du taux de chômage prévu à horizon 1 mois et du taux de chômage observé (juin 2005 - juin 2011)



Les erreurs de prévision sont normales (p-value = 0,88 pour le test Jarque-Bera) et non autocorrélées (p-value supérieures à 0,05 pour tous les ordres du test de Ljung-Box). Sur la période de 2010 à 2011, le nombre de DEFM augmente plus vite que le nombre de chômeurs au sens du BIT. Ainsi, on a tendance à légèrement surestimer le chômage sous-jacent sur cette période, d'où des erreurs de prévision un peu plus souvent positives, ce problème étant néanmoins limité par l'estimation récursive du paramètre ρ . Entre 2006 et 2009, l'écart DEFM-BIT est stable et les prévisions sont davantage symétriques. Entre 2005 et 2006, le modèle s'appuie rarement sur les DEFM ($\rho = 0$) donc la distribution des erreurs de prévision sur cette période est peu modifiée.

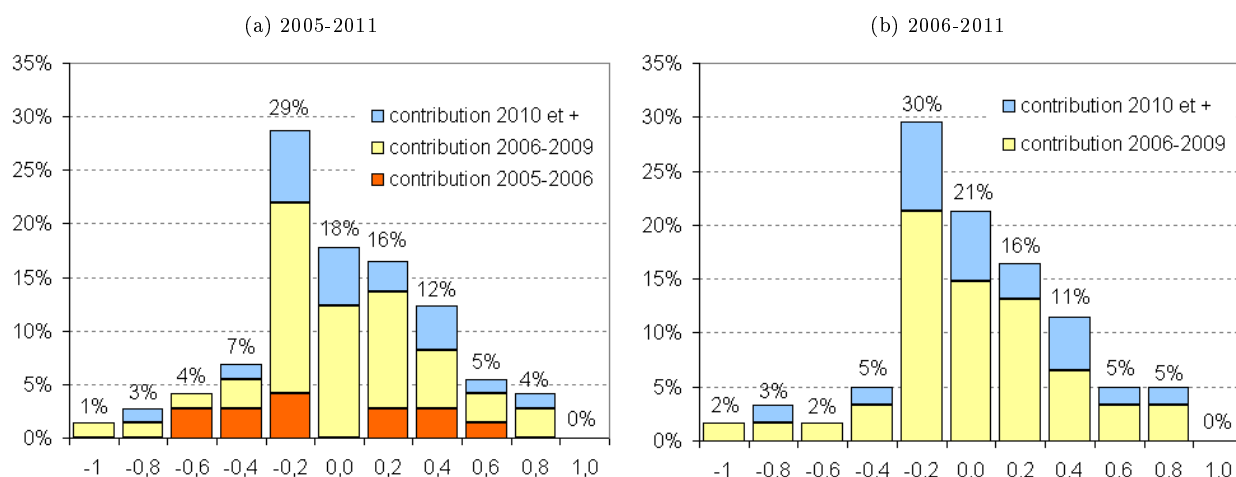
Tableau 3 – Erreurs de prévision en utilisant les DEFM

	Avec les DEFM	Sans les DEFM
Erreur absolue moyenne	0,28	0,32
Erreur d'amplitude maximale	-0,89 (janvier 2009)	-1,10 (janvier 2009)
Part des erreurs comprises entre -0,2 et +0,2	68 %	65 %

Note : les erreurs de prévision sont exprimées en points de chômage. Ces erreurs sont estimées sur la période restreinte juin 2006 - juin 2011, mais sont identiques sur la période juin 2005 - juin 2011.

22. Le premier taux de chômage prévu est celui du mois de juin 2005.

FIGURE 21 – Distribution des erreurs de prévision en utilisant les DEFM



IV.2.3 Comparaison avec les performances en prévision d'un modèle naïf

Les performances en prévision de ces deux modèles (avec ou sans DEFM) peuvent être comparées à celles que l'on obtiendrait à partir d'un modèle espace-état naïf qui, à l'instar de la procédure X12, ne tiendrait pas compte de l'autocorrélation des erreurs d'échantillonnages, mais considérerait ces dernières comme un bruit blanc. Les erreurs standardisées de prévision sont alors fortement autocorrélées à partir de l'ordre 3 et les performances en prévision sont moindres (cf. figures 22 et 23 et tableau 4). On démontre ainsi l'importance de prendre en compte la structure particulière de l'enquête Emploi.

FIGURE 22 – Distribution des erreurs de prévision du modèle naïf qui ne tient pas compte de l'autocorrélation des erreurs d'échantillonnage

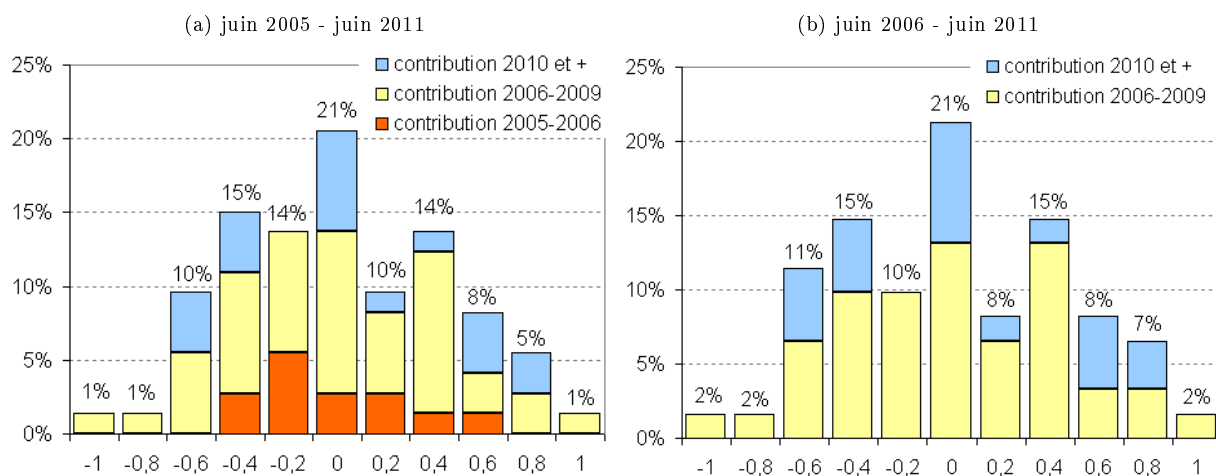
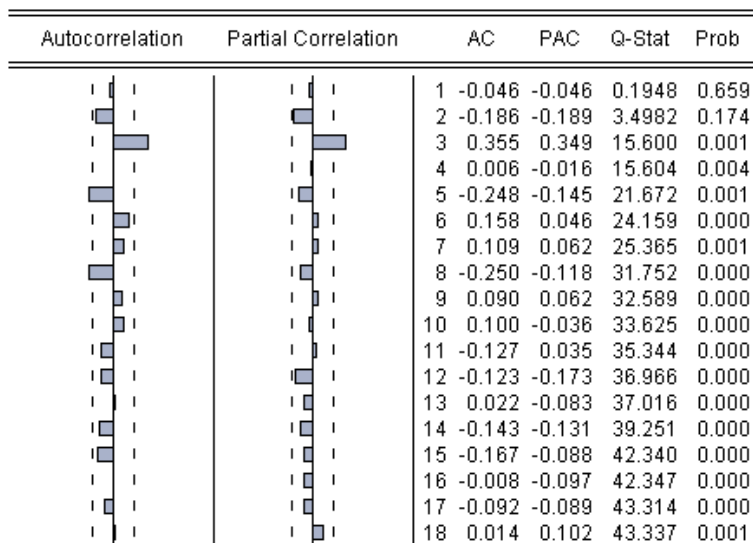


Tableau 4 – Erreurs de prévision du modèle naïf

	Modèle naïf	Avec autocorrélation	
		Avec DEFM	Sans DEFM
Erreur absolue moyenne	0,38	0,28	0,32
Erreur d'amplitude maximale	1,02 (mai 2007)	-0,89 (janvier 2009)	-1,10 (janvier 2009)
Part des erreurs comprises entre -0,2 et +0,2	45 %	68 %	65 %

Note : les erreurs de prévision sont exprimées en points de chômage. Ces erreurs sont estimées sur la période restreinte juin 2006 - juin 2011, mais sont identiques sur la période juin 2005 - juin 2011.

FIGURE 23 – Autocorrélation des erreurs standardisées de prévision du modèle naïf



V Annexes

V.1 Méthode d'estimation de la structure d'autocorrélation du bruit d'échantillonnage dans l'enquête Emploi

Pfeffermann et al. (1998, [17]) proposent une méthode d'estimation de la structure d'autocorrélation du bruit d'échantillonnage dans des enquêtes à panel rotatif telles que l'EEC. Bien évidemment, le bruit d'échantillonnage n'est pas directement observable car cela supposerait de connaître la composante saisonnière et la tendance sous-jacente du nombre de chômeurs. On peut néanmoins calculer des pseudo-autocovariances C_k^j à partir de l'écart entre le nombre de chômeurs, pour chaque vague d'interrogation j , et la moyenne des personnes au chômage sur l'ensemble des vagues d'interrogation. La figure 24 résume ce mécanisme. Ces pseudo-autocovariances s'expriment comme une combinaison linéaire des autocovariances γ_k^j que l'on cherche à estimer.

En effet, avec les notations de Pfeffermann et al. (1998, [17]) rappelées ci-dessous :

$$C_k^j = \left(\frac{M-1}{M}\right)^2 \gamma_k^j + \left(\frac{1}{M}\right)^2 \sum_{m \neq j}^M \gamma_k^m$$

On en déduit :

$$\begin{bmatrix} \gamma_k^1 \\ \gamma_k^2 \\ \vdots \\ \gamma_k^M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \left(\frac{M-1}{M}\right)^2 & \left(\frac{1}{M}\right)^2 & \cdots & \left(\frac{1}{M}\right)^2 \\ \left(\frac{1}{M}\right)^2 & \left(\frac{M-1}{M}\right)^2 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & \left(\frac{1}{M}\right)^2 \\ \left(\frac{1}{M}\right)^2 & \cdots & \left(\frac{1}{M}\right)^2 & \left(\frac{M-1}{M}\right)^2 \end{bmatrix}^{-1} \times \begin{bmatrix} C_k^1 \\ C_k^2 \\ \vdots \\ C_k^M \end{bmatrix}$$

On utilise ensuite ces résultats afin de déterminer comment le bruit d'échantillonnage associé à une même vague de personnes enquêtées se déforme d'une interrogation à l'autre. Plus précisément, on cherche à caractériser l'évolution dans le temps du processus θ_t^i . On s'intéresse pour cela aux autocorrélations $\frac{\gamma_1^2}{\gamma_0^2}, \frac{\gamma_2^3}{\gamma_0^3}, \dots, \frac{\gamma_{M-1}^M}{\gamma_0^M}$.

$\frac{\gamma_1^2}{\gamma_0^2}$ est l'autocorrélation entre les bruits d'échantillonnage de 1ère et de 2ème interrogation. De même, $\frac{\gamma_{M-1}^M}{\gamma_0^M}$ est l'autocorrélation entre les bruits d'échantillonnage de 1ère et de M-ème interrogations.

Il apparaît que la structure d'autocorrélation empirique du bruit d'échantillonnage est semblable à celle d'un AR(1), pour le nombre de chômeurs comme pour le nombre de personnes en emploi et le taux de chômage (cf. tableau 1). Le processus $\theta_t^{(i)}$ est donc modélisé de la manière suivante :

$$\theta_{t+1}^{(i)} = \varphi \times \theta_t^{(i)} + \xi_t^{(i)} \text{ avec } \xi_t^{(i)} \sim \mathcal{N}(0, (1 - \varphi^2) \times \sigma_\theta^2)$$

$\varphi = \text{corr}(\theta_{t+1}^{(i)}, \theta_t^{(i)})$ représente donc la part du bruit d'échantillonnage qui est reconduite, tandis que $\xi_t^{(i)}$ est celle qui change d'un mois sur l'autre. En pratique, comme les ménages ne sont enquêtés que tous les trois mois, on observe φ^3 , la corrélation trimestrielle, d'où l'on déduit φ en supposant que le même type de processus autorégressif se répète tous les mois.

On peut remarquer, finalement, que ces résultats sont assez proches de ceux obtenus par Place (2009, [18]) avec une méthode plus simple consistant à calculer les autocorrélations empiriques des nombres de chômeurs et de personnes en emploi entre les différentes vagues d'interrogation.

Notations :

M : nombre de vagues d'interrogation dans l'enquête ($M = 6$ dans l'enquête Emploi en continu)

$y_t^{(j)}$: nombre de chômeurs à la date t estimé à partir de la j -ème vague d'interrogation à cette date, $j \in [1, M]$

y_t : nombre de chômeurs à la date t estimé à partir des M vagues d'interrogation : $y_t = \frac{1}{M} \sum_{j=1}^M y_t^{(j)}$

Y_t : vrai nombre de chômeurs à la date t dans la population

$e_t^{(j)}$: bruit d'échantillonnage à la date t de la j -ème vague d'interrogation à cette date : $e_t^{(j)} = y_t^{(j)} - Y_t$

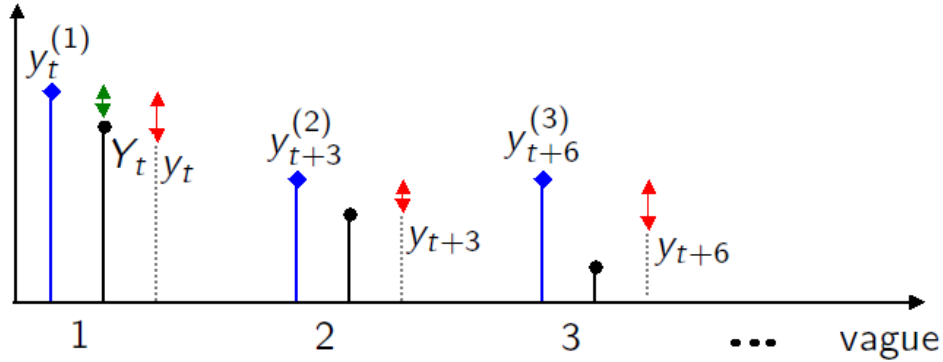
$e_{t-k}^{j,t}$: bruit d'échantillonnage à la date $t - k$ pour les personnes enquêtées qui seront en j -ème interrogation à la date t : $e_t^{j,t} = e_t^{(j)}$

$e_{t,p}^{(j)}$: pseudo-bruit d'échantillonnage à la date t de la j -ème vague d'interrogation à cette date : $e_{t,p}^{(j)} = y_t^{(j)} - y_t$

γ_k^j : autocovariance d'ordre k du bruit d'échantillonnage de la j -ème vague d'interrogation à cette date : $\gamma_k^j = \text{cov}(e_t^{(j)}, e_{t-k}^{j,t})$

C_k^j : pseudo-autocovariance d'ordre k du bruit d'échantillonnage de la j -ème vague d'interrogation à cette date : $C_k^j = \text{cov}(e_{t,p}^{(j)}, e_{t-k,p}^{j,t})$

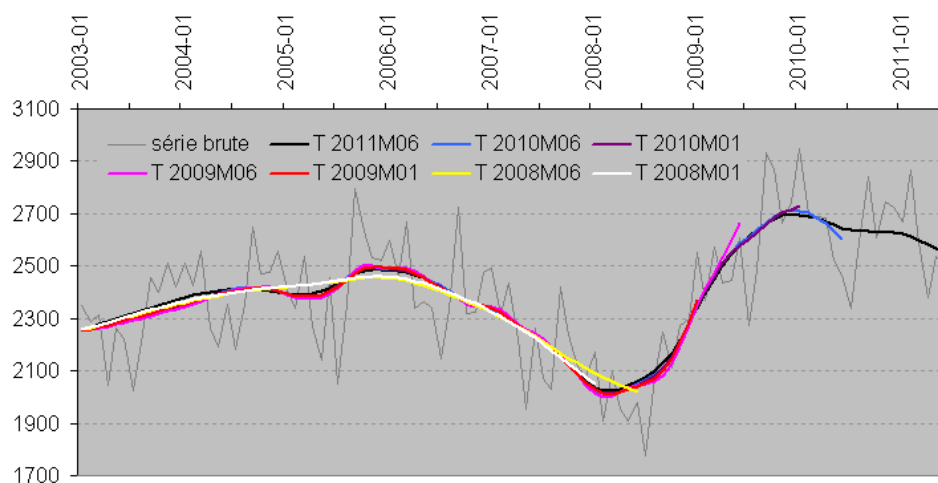
FIGURE 24 – Schéma récapitulatif



V.2 Stabilité dans le temps de la tendance sous-jacente du nombre de chômeurs et des paramètres estimés par le maximum de vraisemblance

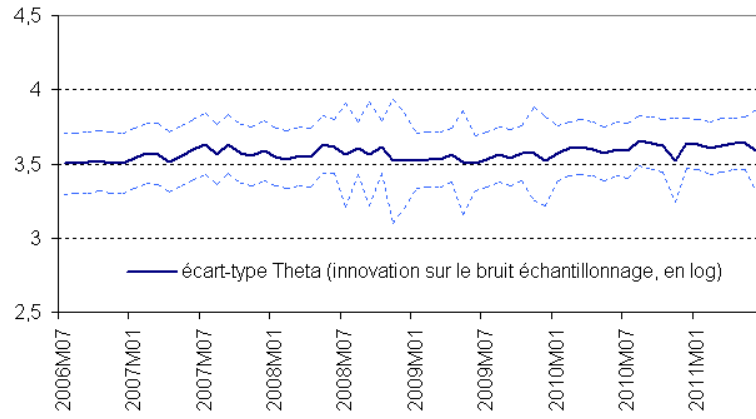
On étudie ici les révisions de 2008 à 2011 de la tendance sous-jacente du nombre de chômeurs. Le lisseur de Kalman est utilisé au mois de juin de chaque année après avoir mis à jour les paramètres du modèle (estimation par le maximum de vraisemblance). La tendance sous-jacente du nombre de chômeurs apparaît globalement stable depuis 2009, excepté en toute fin de période.

FIGURE 25 – Révisions de 2008 à 2011 de la tendance sous-jacente du nombre de chômeurs

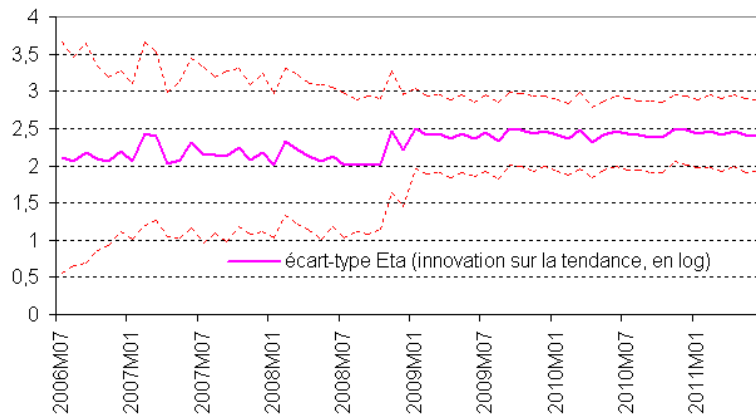


Il faut attendre juin 2009 pour que la tendance sous-jacente soit robuste (excepté en fin de période, là où le partage entre le bruit et la tendance est plus difficile à faire). Le même exercice peut être mené pour l'estimation des paramètres par le maximum de vraisemblance. À partir de 2009, les estimations des trois paramètres sont stables, avec $\sigma_\theta = 35$, $\sigma_\eta = 11$ et $\sigma_\delta = 29$.

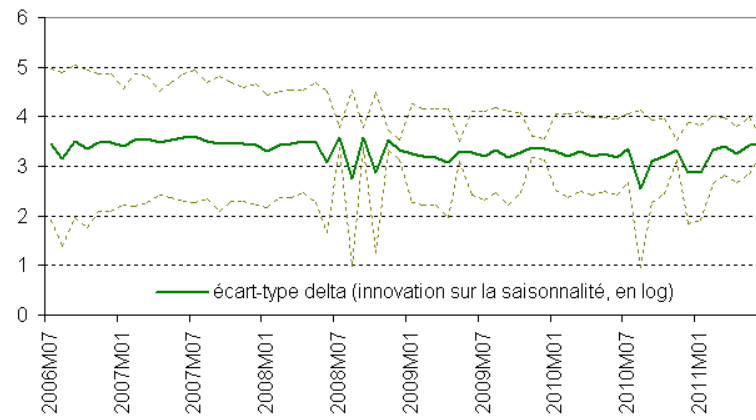
FIGURE 26 – Paramètres estimés par le maximum de vraisemblance en fonction de la taille de l'échantillon (1er point disponible : juillet 2005, et en log pour une meilleure lisibilité)



(a) $\log(\sigma_\theta)$



(b) $\log(\sigma_\eta)$

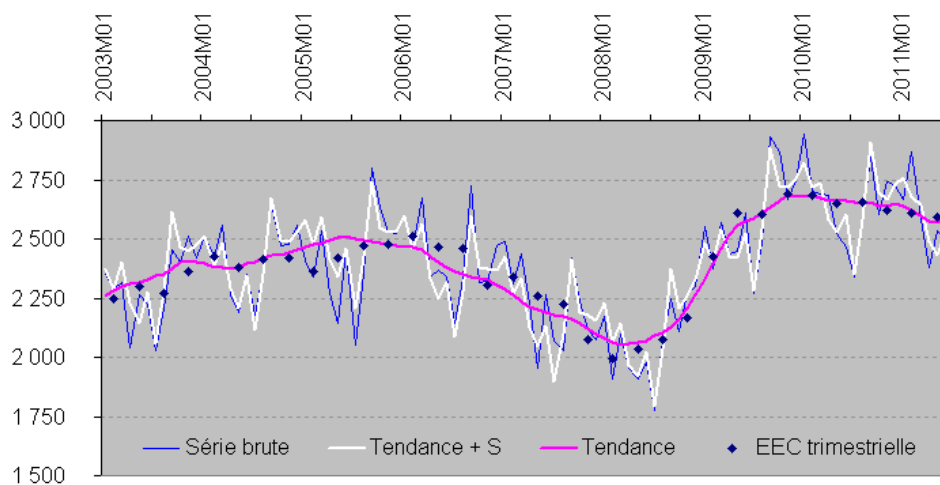


(c) $\log(\sigma_\delta)$

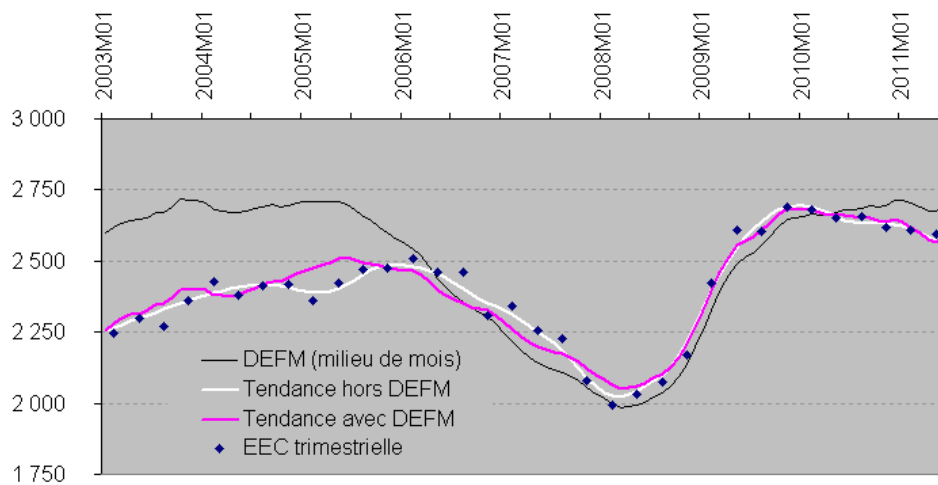
V.3 Modélisation simultanée du nombre de chômeurs et des DEFM sur toute la période

Le modèle est celui du nombre de chômeurs, mais les DEFM sont utilisés sur toute la période, de 2003 à 2011, contrairement à la partie III où les DEFM n'étaient utilisés que sur les 12 derniers mois. La tendance sous-jacente qui résulte de ce modèle est donc un mixte entre les variations de l'enquête emploi et celles des DEFM tout au long de la période. cf. Figures 27a et 27b. Les paramètres estimés sont donnés en tableau 5. Enfin, la saisonnalité est identique à celle obtenue sans DEFM.

FIGURE 27 – Tendance sous-jacente du nombre de chômeurs BIT



(a) tendance et tendance+saisonnalité

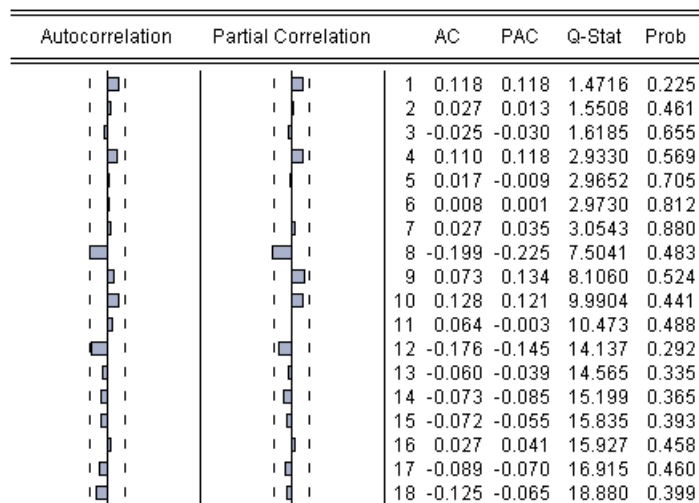


(b) Comparaison des tendances sous-jacentes : avec DEFM et sans DEFM

Tableau 5 – Estimation des paramètres par maximum de vraisemblance

Modèle	σ_θ	σ_η	σ_δ	σ_{η^*}	ρ
avec DEFM de janvier 2003 à juin 2011	46	10	19	9	0,95
avec DEFM de juillet 2010 à juin 2011	34	11	28	14	1
sans DEFM	35	11	29	-	-

FIGURE 28 – Auto-corrélation des erreurs standardisées de prévision du modèle



V.4 Taux de chômage BIT en modélisant séparément le nombre de chômeurs et le nombre de personnes en emploi

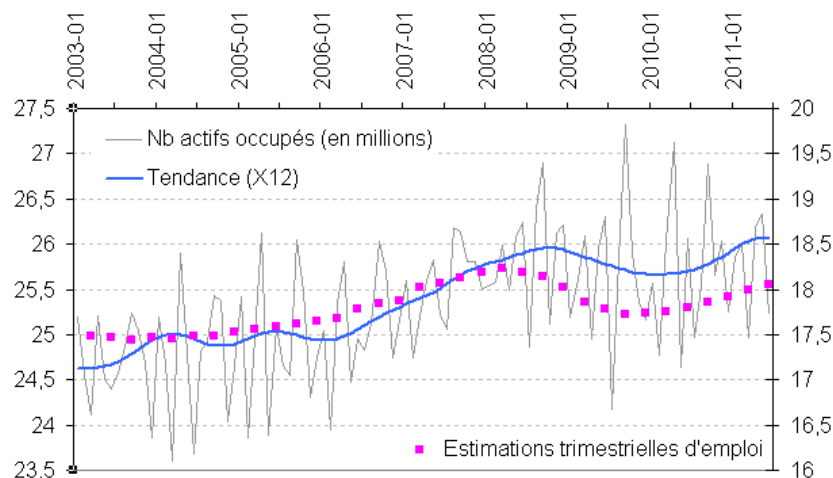
V.4.1 Modélisation du nombre d'actifs occupés

Utilisation des estimations trimestrielles d'emploi comme information auxiliaire pour mieux capter les variations de la tendance sous-jacente

La même modélisation du bruit d'échantillonnage que pour le nombre de chômeurs est reconduite ici car les hypothèses sur la structure de l'enquête Emploi restent pertinentes pour le nombre de personnes en emploi. Toutefois, cette série est difficile à lisser car la saisonnalité et le bruit semblent d'amplitudes comparables et la tendance sous-jacente fluctue peu. La procédure X12 sous Demetra+ rencontre également des difficultés pour désaisonnaliser correctement cette série mensuelle d'emploi.

Pour aider le modèle à mieux capter les variations de la tendance, on utilise les estimations trimestrielles d'emploi calculées par l'Insee et la Dares, sur toute la période²³. Cette série fournit le nombre de personnes en emploi en fin de trimestre, sur le secteur marchand hors agriculture (cf. figure 29).

FIGURE 29 – Nombre d'actifs occupés dans l'enquête Emploi (en millions, échelle de gauche) et selon les estimations trimestrielles d'emploi (en millions, échelle de droite) et emploi CVS obtenu avec X12 (échelle de gauche)



Source : enquête Emploi (Insee), estimations trimestrielles d'emploi (Insee et Dares).

Le modèle s'inspire de celui utilisé pour le nombre de chômeurs. Les estimations trimestrielles d'emploi se substituent aux DEFM comme source d'information auxiliaire, mais la façon dont on relie emploi BIT et estimations trimestrielles diffère de la façon dont on liait chômeurs et DEFM au chapitre précédent. L'emploi sur le champ non couvert par les estimations trimestrielles (branches agricole et non marchandes) étant relativement inerte, la différence μ_t entre ces estimations trimestrielles et l'emploi BIT est modélisée par une marche aléatoire. Ce modèle s'écrit donc

23. En fin de période, les enquêtes de conjoncture pourraient aussi être mobilisées (« facteur emploi »).

$$\begin{cases} y_t = Tendance_t + S_t + \theta_t^{(t)} + \theta_t^{(t-3)} + \theta_t^{(t-6)} + \theta_t^{(t-9)} + \theta_t^{(t-12)} + \theta_t^{(t-15)} \\ ESTIM_t = Tendance_t + \mu_t \text{ (pour } t=3\text{ème mois de chaque trimestre)} \end{cases}$$

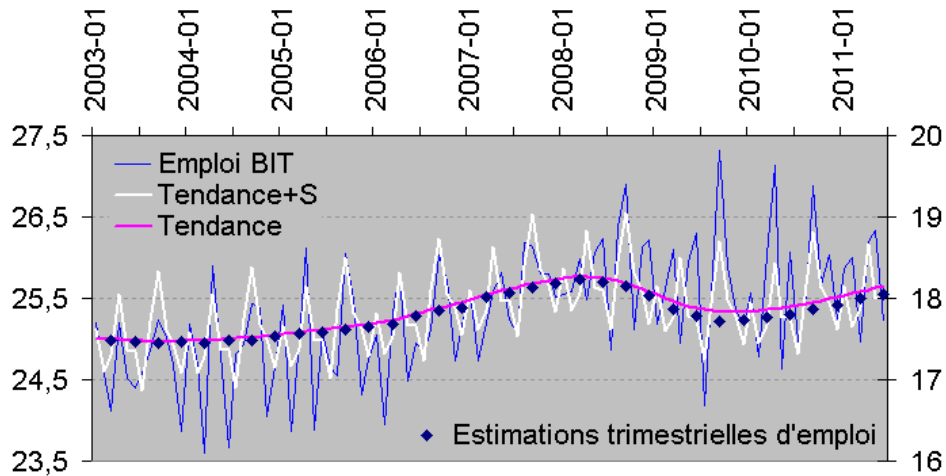
$$\begin{cases} Tendance_{t+1} = 2 \times Tendance_t - Tendance_{t-1} + \eta_t & \text{avec } \eta_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\eta^2) \\ S_{t+1} = -\sum_{i=0}^{10} S_{t-i} + \delta_t & Tendance_{t=1} = 24,8 \text{ et } P_{t=1} = 0,25 \\ & \delta_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\delta^2) \\ \theta_{t+1}^{(i)} \begin{cases} \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\theta^2) & \text{si } (t+1) \leq 2008M12 \\ \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\theta^2/1,5) & \text{si } (t+1) \geq 2009M01 \end{cases} \\ \theta_{t+1}^{(i)} = \varphi \times \theta_t^{(i)} + \xi_t^{(i)}, \quad i \leq t & \xi_t^{(i)} \begin{cases} \sim \mathcal{N}(0, (1-\varphi^2)\sigma_\theta^2) & \text{si } t \leq 2008M11 \\ \sim \mathcal{N}(0, (1-\varphi^2)\sigma_\theta^2/1,5) & \text{si } t \geq 2008M12 \end{cases} \\ & \phi = 0,98 \\ \mu_{t+1} = \mu_t + \lambda_t & \lambda_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma_\lambda^2) \end{cases}$$

Le paramètre ϕ est calibré à partir des corrélations calculées selon Pfeffermann (1998, [17]) : $\phi = \sqrt[3]{0,94} = 0,98$.

Résultats





































Les résultats sont présentés en Figure 30. Comme pour le nombre de chômeurs, l'erreur standardisée de prévision est normale (test de Jarque-Bera, p-value = 0,53) mais il subsiste une légère autocorrélation (test de Ljung-Box, cf. Figure 31). La saisonnalité peut ici être considérée comme fixe.

FIGURE 30 – Nombre d'actifs occupés dans l'enquête Emploi (en millions, échelle de gauche) : série brute (emploi BIT), série hors bruit d'échantillonnage (tendance + S), tendance. Nombre d'actifs occupés selon les estimations trimestrielles (en millions, échelle de droite)



avec $\sigma_\theta = 0,3$, $\sigma_\eta = 6,7 \cdot 10^{-3}$ et $\sigma_\lambda = 1,5 \cdot 10^{-2}$ et $\mu_t \approx 7,6$ millions d'emplois (branches agricole et non marchandes). σ_δ est estimé à 0 : la saisonnalité peut donc être considérée comme fixe.

FIGURE 31 – Autocorrélation des erreurs standardisées de prévision du modèle

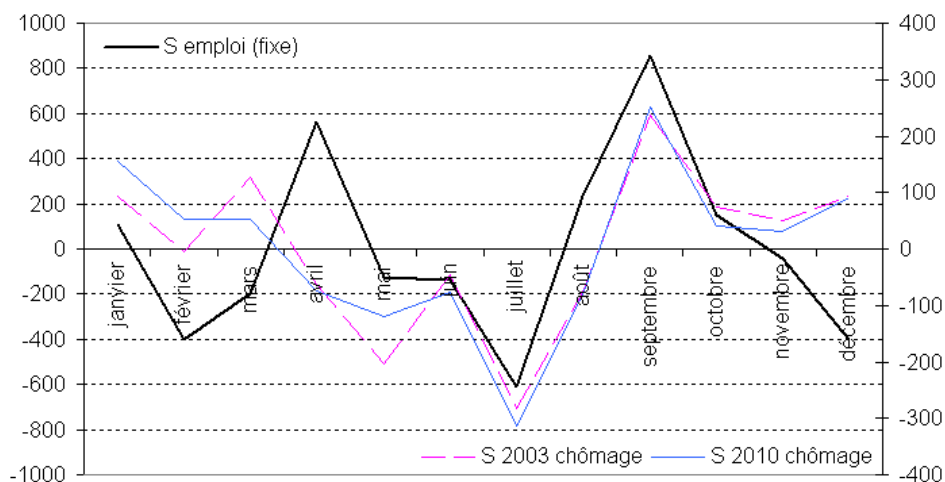
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.172	-0.172	2.2853	0.131
		2 -0.150	-0.186	4.0531	0.132
		3 -0.166	-0.244	6.2310	0.101
		4 -0.222	-0.387	10.188	0.037
		5 0.293	0.060	17.195	0.004
		6 -0.007	-0.106	17.199	0.009
		7 0.099	0.053	18.024	0.012
		8 -0.062	-0.024	18.355	0.019
		9 0.013	0.183	18.369	0.031
		10 0.152	0.249	20.409	0.026
		11 -0.099	0.152	21.291	0.030
		12 -0.076	0.014	21.816	0.040
		13 -0.050	0.056	22.049	0.055
		14 -0.000	-0.042	22.049	0.078
		15 0.138	-0.026	23.855	0.068
		16 0.082	0.016	24.501	0.079
		17 -0.068	-0.067	24.957	0.096
		18 -0.060	-0.053	25.321	0.116

Profil saisonnier de l'emploi

Le profil saisonnier estimé par le modèle espace-état est cohérent avec celui décrit par Beffy et Coudin (2007, [2]) sur données trimestrielles (cf. Figure 33). En avril, l'emploi augmente nettement par rapport à mars, ce qui profite en particulier aux chômeurs, qui trouvent plus fréquemment un emploi au printemps. La hausse saisonnière de l'emploi semble s'accompagner d'une baisse saisonnière du chômage en avril par rapport à mars (cf. Figure 32).

Le troisième trimestre est celui où le pic saisonnier d'emploi est le plus important, mais ce pic ne s'accompagne pas d'une baisse du chômage : les étudiants viennent prendre des emplois estivaux en août avant de redevenir des inactifs (cf. Beffy et Coudin 2007, [2]).

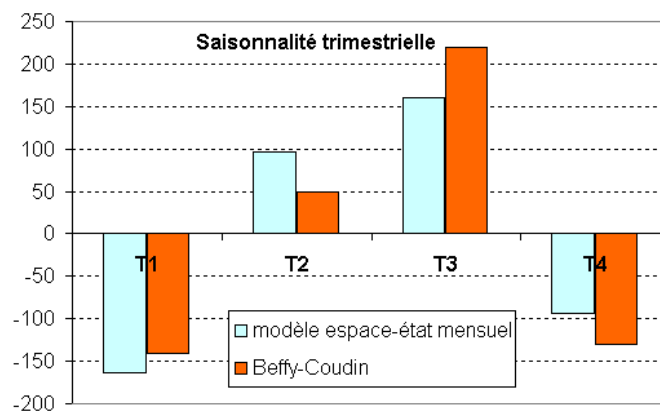
FIGURE 32 – Saisonnalité de l'emploi (échelle de gauche) et du chômage (échelle de droite), en milliers



Source : Enquête Emploi en Continu 2003 à 2011, Insee.

Lecture : Chaque mois de juillet, par rapport à la moyenne annuelle, on dénombre 600 000 emplois en moins et 300 000 chômeurs en moins.

FIGURE 33 – Comparaison des profils saisonniers de l’emploi estimés par le modèle espace-état et par Befly et Coudin (2007, [2])



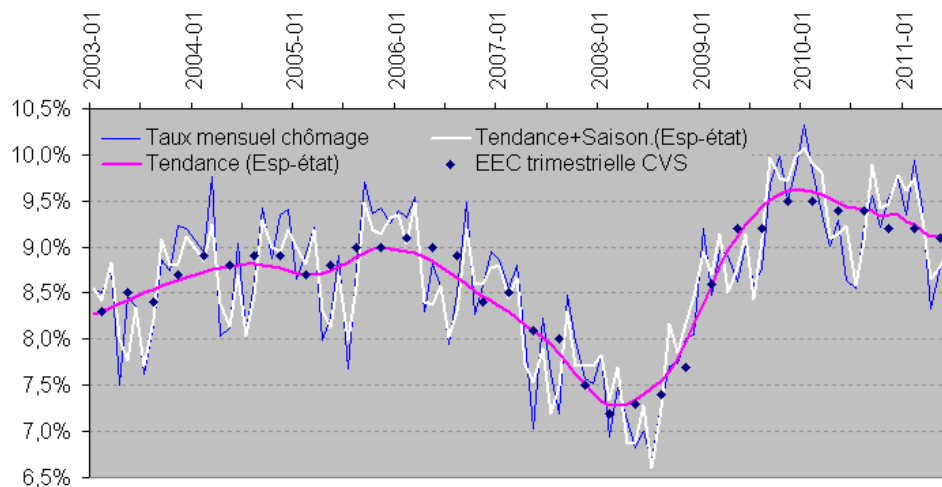
Source : Enquête Emploi en Continu 2003 à 2011, Insee.

Lecture : Chaque premier trimestre, le nombre de personnes en emploi est inférieur de 140 000 à la moyenne annuelle selon Befly et Coudin (2007), et inférieur de 160 000 à la moyenne annuelle selon le modèle espace-état. Pour le modèle espace-état, le profil saisonnier du premier trimestre est obtenu en faisant la moyenne des profils saisonniers des mois de janvier, février et mars.

V.4.2 Taux de chômage

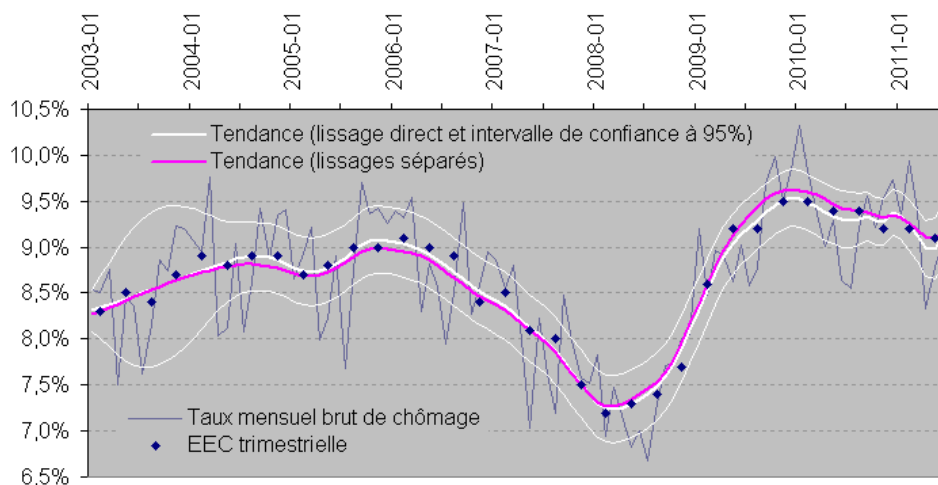
Le taux de chômage sous-jacent est calculé à partir des tendances sous-jacentes de l'emploi et du chômage estimées précédemment (cf. Figure 34).

FIGURE 34 – Composantes du taux de chômage mensuel au sens du BIT



Ce taux de chômage sous-jacent peut être comparé à celui que l'on obtient en modélisant directement le taux de chômage (cf. Figure 35).

FIGURE 35 – Taux de chômage sous-jacent obtenu à partir de la modélisation directe du taux de chômage et de la modélisation séparée de l'emploi et du chômage



Les deux tendances sont proches. Elles diffèrent surtout sur une année, de juillet 2009 à juillet 2010. Sur cette période, les estimations trimestrielles d'emploi permettent au modèle de capter un léger creux dans l'emploi (creux détecté aussi par X12, mais pas par la modélisation espace-état en l'absence d'information auxiliaire). Ainsi, le taux de chômage sous-jacent est un peu plus élevé sur cette période lorsqu'on modélise séparément chômage et emploi, mais il s'écarte aussi un peu plus de la série trimestrielle du taux de chômage. Quoi qu'il en soit, la tendance sous-jacente du taux de chômage obtenue en modélisant séparément l'emploi et le chômage se situe dans l'intervalle de confiance à 95 % de la tendance obtenue en modélisant directement le taux de chômage (cf. figure 35).

Les motifs saisonniers sont quasiment identiques, que l'on lisse directement le taux de chômage, ou séparément les nombres de chômeurs et d'actifs en emploi (Figure 36).

FIGURE 36 – Motif saisonnier obtenu à partir de la modélisation directe du taux de chômage et de la modélisation séparée de l'emploi et du chômage

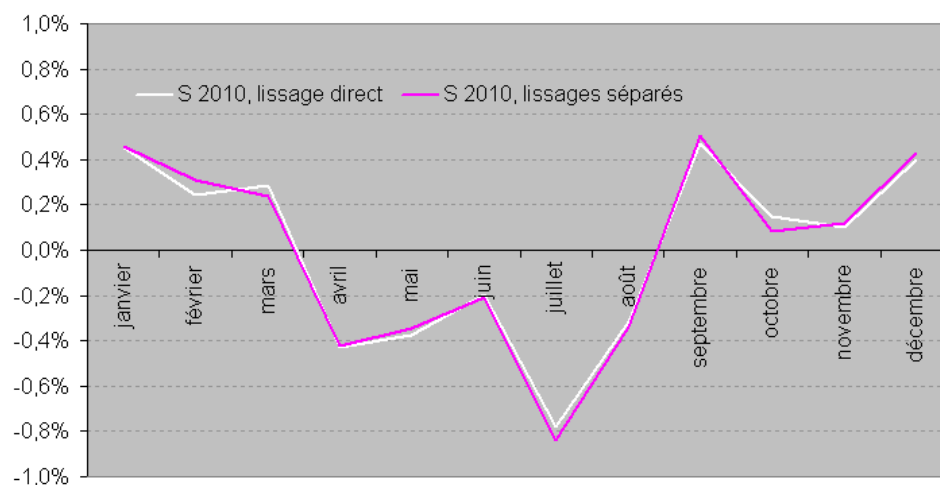
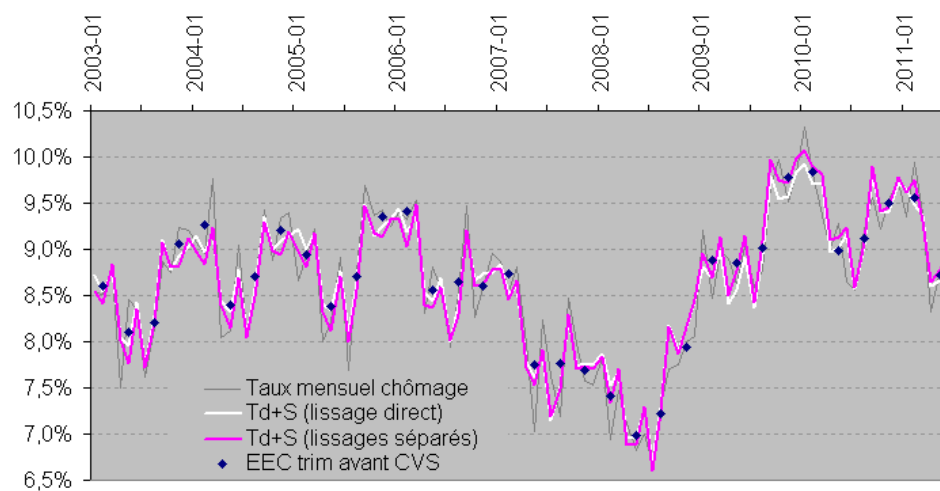


FIGURE 37 – Taux de chômage obtenu en retirant uniquement le bruit d'échantillonnage



V.5 Écriture matricielle et syntaxe sous Eviews

V.5.1 Modélisation du nombre de chômeurs prenant en compte la dimension panel de l'enquête et le rang d'interrogation

Écriture matricielle

On note α_t le vecteur d'état, Z_t la matrice de mesure, T_t la matrice de transition et N_t le vecteur des innovations. y_t est la variable d'intérêt, ici le nombre de chômeurs (ou taux de chômage).

Équation de mesure :

$$y_t = Z_t \times \alpha_t = \left[\begin{array}{cccc|cccc|cccc} 1 & 0 & & & 1 & 0 & \cdots & 0 & 1 & 0 & \cdots & 0 & 1 \end{array} \right] \times \left[\begin{array}{c} Tendance_t \\ Tendance_{t-1} \\ \\ S_t \\ S_{t-1} \\ \vdots \\ S_{t-9} \\ S_{t-10} \\ \\ \theta_t^{(t)} \\ \theta_t^{(t-1)} \\ \vdots \\ \theta_t^{(t-14)} \\ \theta_t^{(t-15)} \end{array} \right]$$

Équation d'état :

[illegible]

Syntaxe sous Eviews

```
'Définition de  $\varphi$ 
!PHI = 0.92

' Taille de l'échantillon : +50 % à partir de janvier 2009
SMPL @ALL
SERIES INDIC_VARIANCE = 1
SMPL 2008:12 @LAST
INDIC_VARIANCE = 1 / 1.5
SMPL @ALL

'Définition de l'innovation  $\theta_{t+1}^{t+1}$ 
@ENAME E1
@EVAR VAR(E1) = EXP(C(1))*INDIC_VARIANCE

'Définition de l'innovation  $\eta_t$ 
@ENAME E2
@EVAR VAR(E2) = EXP(C(2))

'Définition de l'innovation  $\delta_t$ 
@ENAME E3
@EVAR VAR(E3) = EXP(C(3))

'Définition des innovations  $\xi_t$ 
@ENAME EE0
@EVAR VAR(EE0) = (1-!PHI^2)*EXP(C(1))*INDIC_VARIANCE
@ENAME EE1 @EVAR VAR(EE1) = (1-!PHI^2)*EXP(C(1))*INDIC_VARIANCE
@ENAME EE2 @EVAR VAR(EE2) = (1-!PHI^2)*EXP(C(1))*INDIC_VARIANCE
@ENAME EE3 @EVAR VAR(EE3) = (1-!PHI^2)*EXP(C(1))*INDIC_VARIANCE
@ENAME EE4 @EVAR VAR(EE4) = (1-!PHI^2)*EXP(C(1))*INDIC_VARIANCE
@ENAME EE5 @EVAR VAR(EE5) = (1-!PHI^2)*EXP(C(1))*INDIC_VARIANCE
@ENAME EE6 @EVAR VAR(EE6) = (1-!PHI^2)*EXP(C(1))*INDIC_VARIANCE
@ENAME EE7 @EVAR VAR(EE7) = (1-!PHI^2)*EXP(C(1))*INDIC_VARIANCE
@ENAME EE8 @EVAR VAR(EE8) = (1-!PHI^2)*EXP(C(1))*INDIC_VARIANCE
@ENAME EE9 @EVAR VAR(EE9) = (1-!PHI^2)*EXP(C(1))*INDIC_VARIANCE
@ENAME EE10 @EVAR VAR(EE10) = (1-!PHI^2)*EXP(C(1))*INDIC_VARIANCE
@ENAME EE11 @EVAR VAR(EE11) = (1-!PHI^2)*EXP(C(1))*INDIC_VARIANCE
@ENAME EE12 @EVAR VAR(EE12) = (1-!PHI^2)*EXP(C(1))*INDIC_VARIANCE
@ENAME EE13 @EVAR VAR(EE13) = (1-!PHI^2)*EXP(C(1))*INDIC_VARIANCE
@ENAME EE14 @EVAR VAR(EE14) = (1-!PHI^2)*EXP(C(1))*INDIC_VARIANCE

'Initialisation du filtre,  $Tendance_1$  et  $P_1$ 
@MPRIOR INIT_A
@VPRIOR INIT_P

'équation de mesure, reliant signal et variables d'état
@SIGNAL NB_CHOM = TRD + S + (THETA + THETA_3 + THETA_6 + THETA_9 + THETA_12 + THETA_15)

'équation d'état : dynamique de la tendance du chômage BIT
@STATE TRD = 2*TRD(-1) - TRD_1(-1) + E2
@STATE TRD_1 = TRD(-1)

'équation d'état : dynamique de la saisonnalité
@STATE S = -( S(-1)+S_1(-1)+S_2(-1)+S_3(-1)+S_4(-1)+S_5(-1)+S_6(-1)+S_7(-1)
              +S_8(-1)+S_9(-1)+S_10(-1) ) + E3
@STATE S_1 = S(-1)
```

```

@STATE S_2 = S_1(-1)
@STATE S_3 = S_2(-1)
@STATE S_4 = S_3(-1)
@STATE S_5 = S_4(-1)
@STATE S_6 = S_5(-1)
@STATE S_7 = S_6(-1)
@STATE S_8 = S_7(-1)
@STATE S_9 = S_8(-1)
@STATE S_10 = S_9(-1)

'équation d'état : dynamique du bruit d'échantillonnage
@STATE THETA = E1
@STATE THETA_1 = !PHI*THETA(-1) + EE0
@STATE THETA_2 = !PHI*THETA_1(-1) + EE1
@STATE THETA_3 = !PHI*THETA_2(-1) + EE2
@STATE THETA_4 = !PHI*THETA_3(-1) + EE3
@STATE THETA_5 = !PHI*THETA_4(-1) + EE4
@STATE THETA_6 = !PHI*THETA_5(-1) + EE5
@STATE THETA_7 = !PHI*THETA_6(-1) + EE6
@STATE THETA_8 = !PHI*THETA_7(-1) + EE7
@STATE THETA_9 = !PHI*THETA_8(-1) + EE8
@STATE THETA_10 = !PHI*THETA_9(-1) + EE9
@STATE THETA_11 = !PHI*THETA_10(-1) + EE10
@STATE THETA_12 = !PHI*THETA_11(-1) + EE11
@STATE THETA_13 = !PHI*THETA_12(-1) + EE12
@STATE THETA_14 = !PHI*THETA_13(-1) + EE13
@STATE THETA_15 = !PHI*THETA_14(-1) + EE14

```


V.5.2 Modélisation du nombre de chômeurs en intégrant les DEFM

Écriture matricielle

$$\begin{cases} \begin{bmatrix} y_t \\ defm_t \end{bmatrix} = Z_t \times \alpha_t \\ \alpha_{t+1} = T_t \times \alpha_t + N_t \end{cases}$$

avec

$$\alpha_t = \begin{bmatrix} Tendance_t \\ Tendance_{t-1} \\ Tendance_t^* \\ Tendance_{t-1}^* \\ S_t \\ S_{t-1} \\ \vdots \\ S_{t-9} \\ S_{t-10} \\ \theta_t^{(t)} \\ \theta_t^{(t-1)} \\ \vdots \\ \theta_t^{(t-14)} \\ \theta_t^{(t-15)} \end{bmatrix}$$

$$Z_t = \left[\begin{array}{cccc|cccc|ccccc} 1 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & \dots & 0 & 1 & 0 & \dots & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \end{array} \right]$$

$$T_t = \left[\begin{array}{cccccccccccccccc} 2 & -1 & & & & & & & & & & & & & & & \\ 1 & 0 & & & & & & & & & & & & & & & \\ & & 2 & -1 & & & & & & & & & & & & & \\ & 0 & 1 & 0 & & & & & & & & & & & & & \\ & & & & -1 & -1 & \dots & -1 & -1 & & & & & & & & \\ & & & & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 & & & & & & & & \\ & 0 & & 0 & & & \ddots & & & & & & & & 0 & & \\ & & & & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & & & & & & & & \\ & & & & 0 & 0 & \dots & 1 & 0 & & & & & & & & \\ & & & & & & & & & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & & & \\ & & & & & & & & & \varphi & 0 & \dots & 0 & 0 & & & \\ & 0 & & 0 & & & & & & & & \ddots & & & & & \\ & & & & & & & & & & & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & \\ & & & & & & & & & & & 0 & 0 & \dots & \varphi & 0 \end{array} \right]$$

$$N_t = \begin{bmatrix} \eta_t \\ 0 \\ \eta_t^* \\ 0 \\ \delta_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \\ 0 \\ \theta_{t+1}^{t+1} \\ \xi_t^t \\ \vdots \\ \xi_t^{t-13} \\ \xi_t^{t-14} \end{bmatrix} \quad \text{avec } corr(\eta_t, \eta_t^*) = \rho$$

ou encore

$$N_t \sim \mathcal{N}(0, Q_t)$$

dont la matrice de variance-covariance Q_t contient les paramètres σ_θ^2 , σ_η^2 , $\sigma_{\eta^*}^2$, σ_δ^2 et ρ à estimer par le maximum de vraisemblance.

$$Q_t = \begin{bmatrix} \sigma_\eta^2 & 0 & \rho\sigma_\eta\sigma_{\eta^*} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ \rho\sigma_\eta\sigma_{\eta^*} & 0 & \sigma_{\eta^*}^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ & \sigma_\delta^2 & & \\ & 0 & \ddots & \\ & & 0 & 0 \\ & & & \sigma_\theta^2 \\ & & & (1-\varphi^2)\sigma_\theta^2 \\ 0 & & & & \ddots \\ & & & & & (1-\varphi^2)\sigma_\theta^2 \\ & & & & & & (1-\varphi^2)\sigma_\theta^2 \end{bmatrix}$$

Syntaxe sous Eviews

```

'Définition de  $\varphi$ 
!PHI = 0.92

' Taille de l'échantillon : +50 % à partir de janvier 2009
SMPL @ALL
SERIES INDIC_VARIANCE = 1
SMPL 2008:12 @LAST
INDIC_VARIANCE = 1 / 1.5
SMPL @ALL

'Définition de l'innovation  $\theta_{t+1}^{t+1}$ 
@ENAME E1
@EVAR VAR(E1) = EXP(C(1))*INDIC_VARIANCE

'Définition de l'innovation  $\eta_t$ 
@ENAME E2
@EVAR VAR(E2) = EXP(C(2))

'Définition de l'innovation  $\eta_t^*$ 
@ENAME E3
@EVAR VAR(E3) = EXP(C(3))

'Définition de la corrélation  $\rho$  entre les innovations et telle que  $\rho \in [0,1]$ 
@EVAR COV(E2,E3) = EXP(-C(4))/(1+EXP(-C(4)))*( EXP(C(2)) * EXP(C(3)) )^(1/2)

'Définition de l'innovation  $\delta_t$ 
@ENAME E5
@EVAR VAR(E5) = EXP(C(5))

'Définition des innovations  $\xi_t$ 
@ENAME EE0
@EVAR VAR(EE0) = (1-!PHI^2)*EXP(C(1))*INDIC_VARIANCE
@ENAME EE1 @EVAR VAR(EE1) = (1-!PHI^2)*EXP(C(1))*INDIC_VARIANCE
@ENAME EE2 @EVAR VAR(EE2) = (1-!PHI^2)*EXP(C(1))*INDIC_VARIANCE
@ENAME EE3 @EVAR VAR(EE3) = (1-!PHI^2)*EXP(C(1))*INDIC_VARIANCE
@ENAME EE4 @EVAR VAR(EE4) = (1-!PHI^2)*EXP(C(1))*INDIC_VARIANCE
@ENAME EE5 @EVAR VAR(EE5) = (1-!PHI^2)*EXP(C(1))*INDIC_VARIANCE
@ENAME EE6 @EVAR VAR(EE6) = (1-!PHI^2)*EXP(C(1))*INDIC_VARIANCE
@ENAME EE7 @EVAR VAR(EE7) = (1-!PHI^2)*EXP(C(1))*INDIC_VARIANCE
@ENAME EE8 @EVAR VAR(EE8) = (1-!PHI^2)*EXP(C(1))*INDIC_VARIANCE
@ENAME EE9 @EVAR VAR(EE9) = (1-!PHI^2)*EXP(C(1))*INDIC_VARIANCE
@ENAME EE10 @EVAR VAR(EE10) = (1-!PHI^2)*EXP(C(1))*INDIC_VARIANCE
@ENAME EE11 @EVAR VAR(EE11) = (1-!PHI^2)*EXP(C(1))*INDIC_VARIANCE
@ENAME EE12 @EVAR VAR(EE12) = (1-!PHI^2)*EXP(C(1))*INDIC_VARIANCE
@ENAME EE13 @EVAR VAR(EE13) = (1-!PHI^2)*EXP(C(1))*INDIC_VARIANCE
@ENAME EE14 @EVAR VAR(EE14) = (1-!PHI^2)*EXP(C(1))*INDIC_VARIANCE

'Initialisation du filtre,  $Tendance_1$  et  $P_1$ 
@MPRIOR INIT_DEFM_A
@VPRIOR INIT_DEFM_P

'équations de mesure, reliant signal et variables d'état
@SIGNAL NB_CHOM = TRD + S + (THETA + THETA_3 + THETA_6 + THETA_9 + THETA_12 + THETA_15)
@SIGNAL DEFM_CVS = TRD_DEFM

```

```

'équation d'état : dynamique de la tendance du chômage BIT
@STATE TRD = 2*TRD(-1) - TRD_1(-1) + E2
@STATE TRD_1 = TRD(-1)

'équation d'état : dynamique de la tendance des DEFM
@STATE TRD_DEFM= 2*TRD_DEFM(-1) - TRD_DEFM_1(-1) + E3
@STATE TRD_DEFM_1 = TRD_DEFM(-1)

'équation d'état : dynamique de la saisonnalité
@STATE S = -( S(-1)+S_1(-1)+S_2(-1)+S_3(-1)+S_4(-1)+S_5(-1)+S_6(-1)+S_7(-1)
              +S_8(-1)+S_9(-1)+S_10(-1) ) + E5
@STATE S_1 = S(-1)
@STATE S_2 = S_1(-1)
@STATE S_3 = S_2(-1)
@STATE S_4 = S_3(-1)
@STATE S_5 = S_4(-1)
@STATE S_6 = S_5(-1)
@STATE S_7 = S_6(-1)
@STATE S_8 = S_7(-1)
@STATE S_9 = S_8(-1)
@STATE S_10 = S_9(-1)

'équation d'état : dynamique du bruit d'échantillonnage
@STATE THETA = E1
@STATE THETA_1 = !PHI*THETA(-1) + EE0
@STATE THETA_2 = !PHI*THETA_1(-1) + EE1
@STATE THETA_3 = !PHI*THETA_2(-1) + EE2
@STATE THETA_4 = !PHI*THETA_3(-1) + EE3
@STATE THETA_5 = !PHI*THETA_4(-1) + EE4
@STATE THETA_6 = !PHI*THETA_5(-1) + EE5
@STATE THETA_7 = !PHI*THETA_6(-1) + EE6
@STATE THETA_8 = !PHI*THETA_7(-1) + EE7
@STATE THETA_9 = !PHI*THETA_8(-1) + EE8
@STATE THETA_10 = !PHI*THETA_9(-1) + EE9
@STATE THETA_11 = !PHI*THETA_10(-1) + EE10
@STATE THETA_12 = !PHI*THETA_11(-1) + EE11
@STATE THETA_13 = !PHI*THETA_12(-1) + EE12
@STATE THETA_14 = !PHI*THETA_13(-1) + EE13
@STATE THETA_15 = !PHI*THETA_14(-1) + EE14

```

V.5.3 Estimation d'un maximum de vraisemblance global

On estime les valeurs des paramètres par le maximum de vraisemblance en utilisant l'algorithme de maximisation de Marquardt. Comme cet algorithme peut se retrouver piégé dans un maximum local pour certaines valeurs initiales, il est initialisé aléatoirement à plusieurs points de départ. Le code Eviews utilisé est directement inspiré de Van Den Bossche (2011, [20]).

```
sspace GCM

!loglik = -1000000

table results
results(1,1) = "LogLik"
results(1,2) = "Result"
results(1,3) = "AIC"
results(1,4) = "Schwarz"
results(1,5) = "Hannan-Quinn"
results(1,6) = "C(1) initial"
results(1,7) = "C(2) initial"
results(1,8) = "C(3) initial"
results(1,9) = "C(1) final"
results(1,10) = "C(2) final"
results(1,11) = "C(3) final"
results(1,12) = "Incertitude avant 2009 (95 %)"
!row = 1

for !i = 1 to 10 step 1
    series start = @runif(-20,20)
    for !j = 1 to 3 step 1
        !lstartvar = start(!j)
        param c(!j) !lstartvar
    next
    sspace GCM1

    [Insérer ici la syntaxe correspondant au modèle utilisé.]

    'Estimation
    GCM1.ml(m=500,c=0.001)
    freeze(GCM1_output) GCM1.output

    !row = !row + 1
    results(!row,1) = GCM1.@logl
    results(!row,2) = GCM1_output(6,1)
    results(!row,3) = GCM1.@aic
    results(!row,4) = GCM1.@sc
    results(!row,5) = GCM1.@hq

    for !k = 1 to 3 step 1
        ' Valeur initiale des paramètres
        results(!row,5+!k) = start(!k)
    next

    for !k = 1 to 3 step 1
        'Valeur finale des paramètres
        results(!row,5+3+!k) = c(!k)
```

```

next
results(!row,14) = 2*(2*exp(c(1)))^0.5
if GCM1.@logl > !loglik then
    !loglik = GCM1.@logl
    delete GCM
    copy GCM1 GCM
endif
delete GCM1_output
delete GCM1

next
stop

```

Références

- [1] **Aubert P. (2008)** : Construction d'une série mensuelle de chômage à partir de l'enquête Emploi en continu, *Note interne de l'Insee n°189/F204*
- [2] **Beffy M., Coudin E. (2007)** : Les quatre saisons de l'emploi, une partition pour étudiants, *Insee Première n°1119*
- [3] **Breuil P. (2009)** : Analyse des transitions entre deux vagues dans l'enquête Emploi : le biais de rotation a des causes variables selon les vagues, *Actes des JMS 2009*
- [4] **Debauche E., Deroyon T., Mikol F., Valdelière H. (2007)** : Analyse de l'évolution des statistiques de demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE de la mi 2005 à la fin 2006, *Document de travail de la Dares, n° 128*
- [5] **Deroyon T. (2012)** : Construction d'un indicateur mensuel de taux de chômage à l'aide de l'Enquête Emploi, *Mémoire de Groupe de travail ENSAE*
- [6] **Durbin J., Koopman S. J. (2001)** : Time Series Analysis by State-Space Methods, *Oxford statistical science series n°24*
- [7] **Durier S., Prost C. (2009)** : L'enquête auprès des non-répondants à l'enquête Emploi, *Actes des JMS 2009*
- [8] **Durieux B., du Mesnil du Buisson M.A., Grivel N., de Nanteuil Y., Rémond S., Wanecq T. (2007)** : Rapport sur les outils français d'évaluation du chômage, *Rapport de l'Inspection générale des Finances et de l'Inspection générale des Affaires sociales*
- [9] **Caron N., Ravalet P (2002)** : Estimation dans les enquêtes répétées : application à l'enquête Emploi en continu, *Document de travail n° 0005 de l'Unité Méthodes Statistiques de l'Insee*
- [10] **Hamilton J. D. (1986)** : A Standard Error for the Estimated State Vector of a State-Space Model, *Journal of Econometrics, vol. 33*
- [11] **Harvey A., Chung C.-H. (2000)** : Estimating the Underlying Change in Unemployment in the UK, *Journal of the Royal Statistical Society, ser. A, vol. 163, n°3*
- [12] **Harvey A., Koopman S.J. (1992)** : Diagnostic Checking of Unobserved-Components Time Series Models, *Journal of Business & Economic Statistics, vol. 10, n°4*
- [13] **Hausman J. A., Watson M. W. (1985)** : Errors in Variables and Seasonal Adjustment Procedures, *Journal of the American Statistical Association, vol. 80, n° 391*
- [14] **Hodrick R., Prescott E. C. (1997)** : Postwar U.S. Business Cycles : An Empirical Investigation, *Journal of Money, Credit and Banking, vol. 29, n° 1, pp. 1-16*
- [15] **Minni C., Fontaine M., Pons S., Remy V., Argouarc'h J., Rey M. (2011)** : Emploi, chômage, population active : bilan de l'année 2010, *Dares Analyses n°065*
- [16] **Pfeffermann D. (1991)** : Estimation and Seasonal Adjustment of Population Means Using Data From Repeated Surveys, *Journal of Business & Economic Statistics, vol. 9, n°2*
- [17] **Pfeffermann D. (1998)** : Estimation of Autocorrelations of Survey Errors with Application to Trend Estimation in Small Areas, *Journal of Business & Economic Statistics, vol. 16, n°3*
- [18] **Place D. (2009)** : Comparaison d'estimateurs alternatifs dans l'enquête Emploi en continu, *Actes des JMS 2009*
- [19] **Thélot H. (2009)** : Méthode de désaisonnalisation des séries trimestrielles issues de l'enquête Emploi disponibles dans l'Informations Rapides, *Note interne de l'Insee n°09-F210-416, DSDS*
- [20] **Van den Bossche F. (2011)** : Fitting State Space Models with Eviews, *Journal of Statistical Software, vol. 41*

G 9001	J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises		Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade	G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital		analyse économique des politiques française et allemande
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicolinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la réflexion de BELSLEY, KUH et WELSCH	G 9203	I. STAPIC Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT Juin 1992 (1ère version) Novembre 1992 (version finale)	G 9312	L. BLOCH - B. CŒURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	G 9412	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9003	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Indexation des salaires : la rupture de 1983	G 9204	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive	G 9313	Équipes Amadeus (INSEE), Banque de France, Méric (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9413	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?
G 9004	D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit	G 9205	H. ERKEL-ROUSSE Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)	G 9314	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9414	I. KABLA Le Choix de breveter une invention
G 9005	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires	G 9206	N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth	G 9315	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	G 9501	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty: When is there a Value of Waiting?
G 9101	Équipe AMADEUS Le modèle AMADEUS - Première partie - Présentation générale	G 9207	A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade: empirical evidences for the major five industrialized countries	G 9316	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9502	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
G 9102	J.L. BRILLET Le modèle AMADEUS - Deuxième partie - Propriétés variantielles	G 9208	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHNEN Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life	G 9317	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	G 9503	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
G 9103	D. GUELLEC et P. RALLE Endogenous growth and product innovation	G 9209	B. CREPON et E. DUGUET Research and development, competition and innovation: an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity	G 9318	D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
G 9104	H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international	G 9301	J. TOUJAS-BERNATE Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale	G 9319	G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTIÉ Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Persistence des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
G 9105	H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux dernières décennies	G 9302	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature	G 9401	D. BLANCHET Les structures par âge importent-elles ?	G 9505 Bis	D. GOUX - E. MAURIN Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9106	B. CREPON Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques	G 9303	H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat économique	G 9402	J. GAUTIÉ Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	G 9506	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective <i>NON PARU - article sorti dans Économie et Prévision n° 122 (1996) - pages 95 à 113</i>
G 9107	B. AMABLE et D. GUELLEC Un panorama des théories de la croissance endogène	G 9304	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises	G 9403	P. QUIRION Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9108	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989	G 9305	P. JAILLARD Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique	G 9404	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Érasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
G 9109	P. RALLE et alii France - Allemagne : performances économiques comparées	G 9306	J.L. BRILLET Micro-DMS : présentation et propriétés	G 9405	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	G 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS NON PARU	G 9307	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux	G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIKS L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9111	A. MAGNIER Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques	G 9308	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne	G 9407	S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public	G 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
G 9112	B. CREPON et G. DUREAU Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé	G 9309	L. BLOCH - B. CŒURE Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers	G 9408	L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9605	P. GENIER - S. JACOBZONE Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ? <i>Une modélisation microéconométrique empirique</i>
G 9113	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique	G 9310	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les théories sur la structure optimale du capital : quelques points de repère	G 9409	D. EYSSARTIER, P. MAIRE Impacts macro-économiques de mesures d'aide au logement - quelques éléments d'évaluation	G 9606	C. DOZ - F. LENGART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys
G 9201	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée			G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement	G 9607	N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme
G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE			G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une		

G 9608	N. GREENAN - D. GUELLEC Technological innovation and employment reallocation
G 9609	Ph. COUR - F. RUPPRECHT L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation
G 9610	S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail
G 9611	X. BONNET - S. MAHFOUZ The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU: the case of France
G 9612	PH. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence?
G 9613	A. JACQUOT Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?
G 9614	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique Français-Chinois
G 9701	J.L. SCHNEIDER La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique
G 9702	J.L. SCHNEIDER Transition et stabilité politique d'un système redistributif
G 9703	D. GOUX - E. MAURIN Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?
G 9704	P. GENIER Deux contributions sur dépendance et équité
G 9705	E. DUGUET - N. IUNG R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level
G 9706	M. HOUEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles
G 9707	M. HOUEBINE Polarisation des activités et spécialisation des départements en France
G 9708	E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique : une analyse sur données individuelles
G 9709	J.L. BRILLET Analyzing a small French ECM Model
G 9710	J.L. BRILLET Formalizing the transition process: scenarios for capital accumulation
G 9711	G. FORGEOT - J. GAUTIÉ Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement
G 9712	E. DUBOIS High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?
G 9713	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1996
G 9714	F. LEQUILLER Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?
G 9715	X. BONNET Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ? Une étude sur quelques grands pays de l'OCDE
G 9716	N. IUNG - F. RUPPRECHT Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français
G 9717	E. DUGUET - I. KABLA Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level
G 9718	L.P. PELÉ - P. RALLE Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général
G 9719	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français
G 9720	M. HOUEBINE - J.L. SCHNEIDER Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises
G 9721	A. MOURougane Crédibilité, indépendance et politique monétaire Une revue de la littérature
G 9722	P. AUGERAUD - L. BRIOT Les données comptables d'entreprises Le système intermédiaire d'entreprises Passage des données individuelles aux données sectorielles
G 9723	P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience
G 9724	P. AUGERAUD Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - <i>A paraître</i>
G 9801	H. MICHAUDON - C. PRIGENT Présentation du modèle AMADEUS
G 9802	J. ACCARDO Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996
G 9803	X. BONNET - S. DUCHÊNE Apports et limites de la modélisation « Real Business Cycles »
G 9804	C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL The Commercial Success of Innovations An econometric analysis at the firm level in French manufacturing
G 9805	P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms
G 9806	J. ACCARDO - M. JLASSI La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996

G 9807	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 1997
G 9808	A. MOURougane Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy?
G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française
G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data
G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique
G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique
G 9813	A.Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?
G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires
G 9901	S. DUCHÊNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale
G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie
G 9903	Ch. COLIN Évolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation
G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances
G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques
G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France
G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement
G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998
G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI Évaluation des effets d'une politique sociale
G 9910	Ch. COLIN - FI. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique
G 9911	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France
G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail
G 9912	Ch. GIANELLA
Bis	Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût
G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE
G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9915	R. DUHAUTOIS Évolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéfices réels normaux (BRN)
G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King
G 9917	B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Évolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique
G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontradables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle Une estimation sur données françaises
G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées
G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Équivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ?
G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi
G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages

G2000/13	B. CREPON - Th. HECKEL - Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles - Computerization in France: an evaluation based on individual company data	G2001/17	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?	G2002/15	P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBEE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants	G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?
G2001/01	F. LEQUILLER - La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB - The new economy and the measurement of GDP growth	G2002/01	F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats	G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites	G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2001/02	S. AUDRIC La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?	G2002/02	Bilan des activités de la DESE - 2001	G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles	G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2001/03	I. BRAUN-LEMAIRE Évolution et répartition du surplus de productivité	G2002/03	B. SÉDILLOT - E. WALRAET La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?	G2003/02	P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992	G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2001/04	A. BEAUDU - Th. HECKEL Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées	G2002/04	G. BRILHAULT - Rétropolation des séries de FBCF et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français - Retropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets	G2003/03	Bilan des activités de la DESE - 2002	G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2001/05	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL Testing the augmented Solow growth model: An empirical reassessment using panel data	G2002/05	P. BISCOURP - B. CREPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach	G2003/04	P.-O. BEFFY - J. DEROYON - N. FOURCADE - S. GREGOIR - N. LAÏB - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020	G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2001/06	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude	G2002/06	C. AUDENIS - J. DEROYON - N. FOURCADE L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique	G2003/05	P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé	G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
G2001/07	Bilan des activités de la DESE - 2000	G2002/07	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE	G2003/06	P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?	G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
G2001/08	J. Ph. GAUDEMET Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite	G2002/08	J.-P. BERTHIER Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées	G2003/07	H. BARON - P.O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990	G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2001/09	B. CRÉPON - Ch. GIANELLA Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles	G2002/09	F. HILD Les soldes d'opinion résumant-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?	G2003/08	P.-O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation	G2004/14	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2001/10	B. CRÉPON - R. DESPLATZ Évaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires	G2002/10	I. ROBERT-BOBÉE Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familiale 1999	G2003/09	P. BISCOURP - N. FOURCADE Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90	G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
G2001/11	J.-Y. FOURNIER Comparaison des salaires des secteurs public et privé	G2002/11	J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté	G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?	G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2001/12	J.-P. BERTHIER - C. JAULENT R. CONVENEVOLE - S. PISANI Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale	G2002/12	F. HILD Prévisions d'inflation pour la France	G2003/11	P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area	G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2001/13	P. BISCOURP - Ch. GIANELLA Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry	G2002/13	M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production	G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie	G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2001/14	I. ROBERT-BOBEE Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility	G2002/14	E. WALRAET - A. VINCENT - Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation - Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach	G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme	G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique
G2001/15	J.-P. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du "Panel européen des ménages »			G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français	G2005/06	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004
G2001/16	J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?			G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes	G2005/07	S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique
						G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE
						G2005/09	N. FERRARI Prévoir l'investissement des entreprises

	Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie.	G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés
G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »	G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont-elles à la frontière technologique ?
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral	G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?
G2005/12	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière	G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison	G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française	G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)
G2005/15	M. DUÉE La modélisation des comportements démographiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE	G2007/01	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale
G2005/16	H. RAOUI - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises	G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé
G2006/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?	G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France	G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?
G2006/03	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires	G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen
G2006/04	J.-F. OUVARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?	G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffrages, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types	G2007/07	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France: a DSGE type approach
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data	G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market
G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie	G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France
G2006/08	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans	G2007/10	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail
G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984-2002	G2007/11	R. RATHELOT - P. SILLARD Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?
		G2007/12	V. ALBOUY - B. CRÉPON Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin
		G2008/01	C. PICART Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques

G2008/02	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland	G2009/07	S. QUANTIN - S. RASPILLER - S. SERRAVALLE Commerce intragroupe, fiscalité et prix de transferts : une analyse sur données françaises
G2008/03	Y. BARBESOL - A. BRIANT Économies d'agglomération et productivité des entreprises : estimation sur données individuelles françaises	G2009/08	M. CLERC - V. MARCUS Élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages
G2008/04	D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française	G2009/09	G. LALANNE - E. POULIQUEN - O. SIMON Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme
G2008/05	D. BLANCHET - F. TOUTLEMONDE Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?	G2009/10	D. BLANCHET - J. LE CACHEUX - V. MARCUS Adjusted net savings and other approaches to sustainability: some theoretical background
G2008/06	M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?	G2009/11	V. BELLAMY - G. CONSALES - M. FESSEAU - S. LE LAIDIER - É. RAYNAUD Une décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménage en 2003
G2008/07	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program	G2009/12	J. BARDAJI - F. TALLET Detecting Economic Regimes in France: a Qualitative Markov-Switching Indicator Using Mixed Frequency Data
G2008/08	X. BOUTIN - L. JANIN Are Prices Really Affected by Mergers?	G2009/13	R. AEBERHARDT - D. FOUGÈRE - R. RATHELOT Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de <i>testing</i> ?
G2008/09	M. BARLET - A. BRIANT - L. CRUSSON Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France : une approche par un indicateur en continu	G2009/14	Y. BARBESOL - P. GIVORD - S. QUANTIN Partage de la valeur ajoutée, approche par données microéconomiques
G2008/10	M. BEFFY - É. COUDIN - R. RATHELOT Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on the French labor market transition	G2009/15	I. BUONO - G. LALANNE The Effect of the Uruguay round on the Intensive and Extensive Margins of Trade
G2008/11	M. ROGER - E. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France	G2010/01	C. MINODIER Avantages comparés des séries des premières valeurs publiées et des séries des valeurs révisées - Un exercice de prévision en temps réel de la croissance trimestrielle du PIB en France
G2008/12	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution Une approche empirique sur données individuelles	G2010/02	V. ALBOUY - L. DAVEZIES - T. DEBRAND Health Expenditure Models: a Comparison of Five Specifications using Panel Data
G2008/13	M. BARLET - D. BLANCHET - T. LE BARBANCHON Microsimuler le marché du travail : un prototype	G2010/03	C. KLEIN - O. SIMON Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000 Tome 1 – Version avec volumes à prix constants
G2009/01	P.-A. PIONNIER Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2007	G2010/04	M.-É. CLERC - É. COUDIN L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel
G2009/02	Laurent CLAVEL - Christelle MINODIER A Monthly Indicator of the French Business Climate	G2010/05	N. CECI-RENAUD - P.-A. CHEVALIER Les seuils de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises
G2009/03	H. ERKEL-ROUSSE - C. MINODIER Do Business Tendency Surveys in Industry and Services Help in Forecasting GDP Growth? A Real-Time Analysis on French Data	G2010/06	R. AEBERHARDT - J. POUGET National Origin Differences in Wages and Hierarchical Positions - Evidence on French Full-Time Male Workers from a matched Employer-Employee Dataset
G2009/04	P. GIVORD - L. WILNER Les contrats temporaires : trappe ou marchepied vers l'emploi stable ?	G2010/07	S. BLASCO - P. GIVORD Les trajectoires professionnelles en début de vie active : quel impact des contrats temporaires ?
G2009/05	G. LALANNE - P.-A. PIONNIER - O. SIMON Le partage des fruits de la croissance de 1950 à 2008 : une approche par les comptes de surplus	G2010/08	P. GIVORD Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques
G2009/06	L. DAVEZIES - X. D'HAULTFOEUILLE Faut-il pondérer ?... Ou l'éternelle question de l'économetre confronté à des données d'enquête		

G2010/09	P.-Y. CABANNES - V. LAPÈGUE - E. POULIQUEN - M. BEFFY - M. GAINI Quelle croissance de moyen terme après la crise ?	G2011/07	M. CLERC - M. GAINI - D. BLANCHET Recommendations of the Stiglitz-Sen-Fitoussi Report: A few illustrations	G2012/08	A. EIDELMAN - F. LANGUMIER - A. VICARD Prélèvements obligatoires reposant sur les ménages : des canaux redistributifs différents en 1990 et 2010
G2010/10	I. BUONO - G. LALANNE La réaction des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers étrangers	G2011/08	M. BACHELET - M. BEFFY - D. BLANCHET Projeter l'impact des réformes des retraites sur l'activité des 55 ans et plus : une comparaison de trois modèles	G2012/09	O. BARGAIN - A. VICARD Le RMI et son successeur le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler ? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans
G2010/11	R. RATHELOT - P. SILLARD L'apport des méthodes à noyaux pour mesurer la concentration géographique - Application à la concentration des immigrés en France de 1968 à 1999	G2011/09	C. LOUVOT-RUNAVOT L'évaluation de l'activité dissimulée des entreprises sur la base des contrôles fiscaux et son insertion dans les comptes nationaux	G2012/10	C. MARBOT - D. ROY Projections du coût de l'APA et des caractéristiques de ses bénéficiaires à l'horizon 2040 à l'aide du modèle Destinie
G2010/12	M. BARATON - M. BEFFY - D. FOUGÈRE Une évaluation de l'effet de la réforme de 2003 sur les départs en retraite - Le cas des enseignants du second degré public	G2011/10	A. SCHREIBER - A. VICARD La tertiarisation de l'économie française et le ralentissement de la productivité entre 1978 et 2008	G2012/11	A. MAUROUX Le crédit d'impôt dédié au développement durable : une évaluation économétrique
G2010/13	D. BLANCHET - S. BUFFETEAU - E. CRENNER S. LE MINEZ Le modèle de microsimulation Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats	G2011/11	M.-É. CLERC - O. MONSO - E. POULIQUEN Les inégalités entre générations depuis le baby-boom	G2012/12	V. COTTET - S. QUANTIN - V. RÉGNIER Coût du travail et allègements de charges : une estimation au niveau établissement de 1996 à 2008
G2010/14	D. BLANCHET - E. CRENNER Le bloc retraites du modèle Destinie 2 : guide de l'utilisateur	G2011/12	C. MARBOT et D. ROY Évaluation de la transformation de la réduction d'impôt en crédit d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile en 2007	G2012/13	X. D'HAULTFOEUILLE, P. FEVRIER et L. WILNER Demand Estimation in the Presence of Revenue Management
G2010/15	M. BARLET - L. CRUSSON - S. DUPUCH - F. PUECH Des services échangés aux services échangeables : une application sur données françaises	G2011/13	P. GIVORD - R. RATHELOT - P. SILLARD Place-based tax exemptions and displacement effects: An evaluation of the Zones Franches Urbaines program	G2012/14	D. BLANCHET et S. LE MINEZ Joint macro/micro evaluations of accrued-to-date pension liabilities: an application to French reforms
G2010/16	M. BEFFY - T. KAMIONKA Public-private wage gaps: is civil-servant human capital sector-specific?	G2011/14	X. D'HAULTFOEUILLE - P. GIVORD - X. BOUTIN The Environmental Effect of Green Taxation: the Case of the French "Bonus/Malus"	G2013/01	T. DEROYON - A. MONTAUT et P-A PIONNIER Utilisation rétrospective de l'enquête Emploi à une fréquence mensuelle : apport d'une modélisation espace-état
G2010/17	P.-Y. CABANNES - H. ERKEL-ROUSSE - G. LALANNE - O. MONSO - E. POULIQUEN Le modèle Mésange réestimé en base 2000 Tome 2 - Version avec volumes à prix chaînés	G2011/15	M. BARLET - M. CLERC - M. GARNEO - V. LAPÈGUE - V. MARCUS La nouvelle version du modèle MZE, modèle macroéconométrique pour la zone euro		
G2010/18	R. AEBERHARDT - L. DAVEZIES Conditional Logit with one Binary Covariate: Link between the Static and Dynamic Cases	G2011/16	R. AEBERHARDT - I. BUONO - H. FADINGER Learning, Incomplete Contracts and Export Dynamics: theory and Evidence from French Firms		
G2011/01	T. LE BARBANCHON - B. OURLIAC - O. SIMON Les marchés du travail français et américain face aux chocs conjoncturels des années 1986 à 2007 : une modélisation DSGE	G2011/17	C. KERDRAIN - V. LAPÈGUE Restrictive Fiscal Policies in Europe: What are the Likely Effects?		
G2011/02	C. MARBOT Une évaluation de la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile	G2012/01	P. GIVORD - S. QUANTIN - C. TREVIEN A Long-Term Evaluation of the First Generation of the French Urban Enterprise Zones		
G2011/03	L. DAVEZIES Modèles à effets fixes, à effets aléatoires, modèles mixtes ou multi-niveaux : propriétés et mises en œuvre des modélisations de l'hétérogénéité dans le cas de données groupées	G2012/02	N. CECI-RENAUD - V. COTTET Politique salariale et performance des entreprises		
G2011/04	M. ROGER - M. WASMER Heterogeneity matters: labour productivity differentiated by age and skills	G2012/03	P. FÉVRIER - L. WILNER Do Consumers Correctly Expect Price Reductions? Testing Dynamic Behavior		
G2011/05	J.-C. BRICONGNE - J.-M. FOURNIER V. LAPÈGUE - O. MONSO De la crise financière à la crise économique L'impact des perturbations financières de 2007 et 2008 sur la croissance de sept pays industrialisés	G2012/04	M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD School as a shelter? School leaving-age and the business cycle in France		
G2011/06	P. CHARNOZ - É. COUDIN - M. GAINI Wage inequalities in France 1976-2004: a quantile regression analysis	G2012/05	M. GAINI - A. LEDUC - A. VICARD A scarred generation? French evidence on young people entering into a tough labour market		
		G2012/06	P. AUBERT - M. BACHELET Disparités de montant de pension et redistribution dans le système de retraite français		
		G2012/07	R. AEBERHARDT - P. GIVORD - C. MARBOT Spillover Effect of the Minimum Wage in France: An Unconditional Quantile Regression Approach		