

---

---

# **NOTES D'ÉTUDES**

---

# **ET DE RECHERCHE**

---

## **DÉSAISONNALISATION DES AGRÉGATS MONÉTAIRES : MISE EN PLACE D'UNE CHAÎNE RÉNOVÉE**

Renaud Lacroix et Laurent Maurin

Avril 2008

**NER - R # 207**



DIRECTION GÉNÉRALE DES ÉTUDES ET DES RELATIONS INTERNATIONALES  
DIRECTION DE LA RECHERCHE

**DÉSAISONNALISATION DES  
AGRÉGATS MONÉTAIRES :  
MISE EN PLACE D'UNE CHAÎNE RÉNOVÉE**

Renaud Lacroix et Laurent Maurin

Avril 2008

**NER - R # 207**

Les Notes d'Études et de Recherche reflètent les idées personnelles de leurs auteurs et n'expriment pas nécessairement la position de la Banque de France. Ce document est disponible sur le site internet de la Banque de France « [www.banque-france.fr](http://www.banque-france.fr) ».

Working Papers reflect the opinions of the authors and do not necessarily express the views of the Banque de France. This document is available on the Banque de France Website “[www.banque-france.fr](http://www.banque-france.fr)”.

# **Désaisonnalisation des agrégats monétaires :**

## **Mise en place d'une chaîne rénovée**

*Renaud Lacroix, Laurent Maurin<sup>1</sup>*

**Banque de France<sup>2</sup>**

---

<sup>1</sup> Lors de la réalisation de ce projet, les auteurs étaient membres du Service des Analyses et des Statistiques Monétaires (SASM) au sein de la Direction des Etudes et des Statistiques Monétaires (DESM) de la Banque de France. Les auteurs remercient Jean Cordier, à l'origine du projet, pour ses remarques et commentaires sur la version initiale du papier.

<sup>2</sup> Correspondant : Renaud Lacroix, E-mail : [renaud.lacroix@banque-france.fr](mailto:renaud.lacroix@banque-france.fr), Adresse : Banque de France, 47-1416, DESM-SICOS, 75049 Paris Cedex 01.

## Résumé

Le traitement des phénomènes saisonniers en économie et le perfectionnement des procédures de désaisonnalisation ont fait l'objet de nombreux travaux au court des vingt dernières années. Ce travail s'inscrit dans cette perspective, et présente la méthodologie mise en place à la Banque de France pour la production de nouvelles séries monétaires corrigées des variations saisonnières (CVS). L'examen de la littérature académique montre qu'il est nécessaire de compléter les méthodes disponibles par des critères additionnels permettant de fixer les paramètres importants de la procédure de désaisonnalisation. La stratégie retenue vise ainsi à minimiser le flux de révisions entraîné par la mise à jour des CVS. On présente sa mise en œuvre effective pour les principaux agrégats monétaires, incluant les crédits aux entreprises et aux ménages. Enfin, l'articulation entre données de flux et de stock, particulièrement importante pour des séries financières, est discutée en détail.

**Mots-clés :** Méthodes de désaisonnalisation, agrégats monétaires, points extrêmes, modèles SARIMA, analyse spectrale.

## Abstract

The analysis of seasonality in economics and the development of new seasonal adjustment procedures have been following new directions in the last twenty years. We study this question through the work performed at the Banque de France (Monetary Statistic and Studies Directorate) to compile new seasonally adjusted (SA) data. A brief discussion of the academic literature show the necessity to complement the existing software with empirical rules fixed by the practitioner in order to make all the methodological choices clear, thus avoiding any ambiguity. In the implementation of the new production process, we focus on the revision policy of some keys parameters of the whole process in order to minimize the subsequent revisions in the publication of SA data. We illustrate this new methodology with SA series relating to monetary aggregates, including loans to enterprises and to households, and provide a detailed analysis of the consistency between flows and outstanding amount SA figures, an issue particularly relevant for monetary and financial data.

**Keywords:** Seasonal adjustment methods, monetary aggregates, outliers, SARIMA models, spectral analysis.

**Codes JEL :** C22, C51.

## Résumé non-technique

Ce document présente le travail accompli au cours des dernières années à la Direction des Études et des Statistiques Monétaires afin de produire de nouvelles séries corrigées des variations saisonnières (CVS). Plusieurs points sont développés. Tout d'abord, on présente un état des lieux en matière de traitement de la saisonnalité dans le domaine macroéconomique. En effet, depuis une dizaine d'années un questionnement nouveau est apparu sur ce volet tant chez les producteurs qu'au sein de la sphère académique. On propose dans cette partie une clarification des enjeux théoriques et pratiques liés à ces nouveaux développements en liaison avec l'activité de désaisonnalisation. En particulier, on montre que l'absence de définition objective des phénomènes saisonniers oblige les utilisateurs à définir leur propre mode opératoire de traitement des données brutes, qu'il s'agisse de modélisation économétrique ou de production de données désaisonnalisées. On expose ensuite le champ des données couvertes, l'organisation du processus de désaisonnalisation, et enfin la politique de révision des données CVS qui est au cœur du choix des modèles et des méthodes. La stratégie retenue diffère de celle retenue par la BCE, et cherche en priorité à minimiser le flux de révisions entraîné par la mise à jour permanente des CVS. Nous présentons ainsi les critères retenus afin de classer les différentes politiques de révision et de déterminer la politique optimale. Ensuite, pour chaque série désaisonnalisée, vingt politiques sont étudiées, en simulant la suite des révisions du taux de croissance mensuel CVS. La mise en œuvre de cette stratégie, ainsi que les premières séries CVS calculées sont présentées dans la troisième partie. Ces séries concernent, outre les principaux agrégats monétaires, les encours de crédit aux entreprises et aux ménages. Enfin, la question de la cohérence des données de flux et d'encours est abordée. Ce sujet est important dans le cadre du traitement de données monétaires et financières. Des arguments économétriques montrent que lorsque la CVS de l'encours est obtenue par cumul de la CVS du flux associé, il existe un biais potentiel provenant de l'existence d'une composante non-saisonnière « cachée » dans le cumul de la composante saisonnière du flux. Des solutions sont proposées pour corriger ce biais. L'étude et la phase de production utilise les logiciels suivants sur la plate-forme Windows: DEMETRA 2.0 (avril 2001), TRAMO (novembre 99), SEATS (septembre 98), X12 version 0.2.8, et SAS version 8.2. L'articulation de ces logiciels dans la cinématique de traitement est présentée en détail.

## Non-technical summary

The paper presents the work performed at the Banque de France (Monetary Statistic and Studies Directorate) to compile new seasonally adjusted (SA) data. Several topics are developed. The first part is devoted to a brief survey on seasonality in economics and econometrics. Indeed, new developments have arisen since the 90<sup>th</sup> on both academic and institutional sides. Some of them, which may be relevant for seasonal adjustment purpose, are discussed from both practical and theoretical perspectives, notably the possible interplay between business cycle and seasonal components. We also discuss the lack of consensus about the very definition of a seasonal component, and the need for users to define their own methodology before tackling empirical studies or implementing IT processes. Then, we turn in a second part to the data which enter the seasonal adjustment process, the implementation of the new production process, and lastly the revision policy which is the cornerstone of the whole process, in term of both models' and parameters' choice. This strategy differs from the one used by the ECB. More precisely, it deals with the issue of revisions in the publication of SA data: the “best” strategy is then the one which minimizes the flow of revisions associated to the perpetual updating process of SA figures. It aims at presenting different criteria and indicators available in order to classify the revision policies and find the optimal one. Finally, the issue of revision is illustrated by considering the successive estimates of SA monthly rate of growth obtained from twenty alternative revision policies. The empirical results (final SA series relating to monetary aggregates, including

loans to enterprises and to households) are then described in the third part. The last section is devoted to a rather technical issue, the consistency between SA flows and outstanding amounts (OA), when SA-OA are obtained through cumulated sums of flows. Econometric arguments show that care should be taken about the possible inclusion of a non-seasonal component in seasonal factors estimated by this indirect method. We show how to correct the bias which arises from this hidden component.

The study uses the following softwares: Demetra 2.0 (April 2001), TRAMO (November 99), SEATS (September 98), X-12 Arima release version 0.2.8, SAS release 8.2 and Microsoft-Excel. Special emphasis is put on the role devoted to each of these softwares in the new procedure implemented at the Banque de France.

# Introduction générale

La désaisonnalisation d'agrégats macroéconomiques est une tâche couramment effectuée par les grandes institutions statistiques, et ce depuis les années 60, avec l'apparition des premiers logiciels de traitement à grande échelle, Census-X11 notamment. Les progrès simultanés de l'économétrie et de l'informatique statistique ont depuis contribué à l'essor et à la consolidation de ces méthodes. Mais paradoxalement, il n'est toujours pas possible à ce jour de déterminer objectivement les caractéristiques idéales d'une série corrigée des variations saisonnières<sup>3</sup> (CVS). En effet, répondre à une telle question impose de se placer dans un cadre économétrique par définition très contraint (les modèles Arima), puis de définir un critère d'optimalité pour l'estimation de la série CVS. Cette approche, popularisée par les travaux menés par A. Maravall et ses co-auteurs à la Banque d'Espagne, est à la base du logiciel SEATS, aujourd'hui le principal concurrent de X11-X12. Le débat n'est pourtant pas clos, comme l'ont montré les nombreux travaux de comparaison des différentes méthodes disponibles réalisés notamment par la BCE et Eurostat. En effet, d'un point de vue théorique, aucune méthode n'est comparable à une autre, et d'un point de vue empirique, il est également impossible de les départager, chaque utilisateur ayant finalement de bonnes raisons de privilégier l'une d'elles au détriment des autres. De nombreuses questions restent en outre sans réponse : comment traiter de manière optimale un ensemble de séries ? Est-il licite de considérer la saisonnalité comme non informative pour l'analyse conjoncturelle ? Comment détecter et qualifier de façon robuste les points extrêmes dont on sait qu'ils peuvent fortement influer sur l'estimation des composantes, et plus généralement, comment modéliser les non linéarités et s'extraire de l'univers malgré tout restrictif des modèles Arima ?

Toutes ces questions ont été plus ou moins traitées dans la littérature théorique, les débats concluant souvent à la pertinence...de la série brute pour l'analyse macroéconomique ! Dans un renversement de perspective assez éclairant, la désaisonnalisation est alors assimilée à un brouillage du signal originel (pour une illustration dans une analyse de causalité, cf. Lee et Siklos (1997)). En fait, cette position académique plutôt extrémiste ne disqualifie pas l'usage de séries CVS, mais stigmatise le « tout CVS » qui prévalait jusque dans les années 90 : après tout, le monde réel est naturellement décrit par des données brutes, et les modèles macroéconomiques pourraient, au prix il est vrai de complications techniques parfois rédhibitoires, inclure des variables brutes dans les équations de comportement. Il semble en revanche plus difficile de fournir une grille de lecture simple des données brutes aux décideurs économiques : comment interpréter une croissance de +15% après un recul de -8% ?

Le bon compromis est donc d'assurer la diffusion des deux jeux de données : brutes, et CVS. Les utilisateurs peuvent alors choisir celui qui leur convient, en fonction de leurs besoins spécifiques. Les données CVS demeurent privilégiées pour la communication institutionnelle autour des grands indicateurs macroéconomiques.

Ce document est le résultat d'une réflexion menée au sein de la Direction des Etudes et des Statistiques Monétaires dans le cadre de la production d'agrégats monétaires désaisonnalisés. Il est structuré en trois chapitres, et décrit les étapes de réflexion méthodologique (partie 1) et empiriques (parties 2 et 3) ayant permis la mise en place d'une chaîne de production mensuelle de données CVS. On essaye en particulier d'apporter des réponses aux questions pratiques usuelles (par exemple : faut-il faire la CVS d'un total ou calculer la somme des composantes CVS ?) autrement qu'en se référant à des croyances empiriques peu justifiées. Par ailleurs, s'agissant d'un traitement de masse, on se place volontairement dans le cadre simple des logiciels X12 et SEATS, les modèles SARIMA. En conséquence, les modélisations plus sophistiquées proposées depuis une dizaine d'années (modèles périodiques, cf. Franses, (1993)) sont d'emblée écartées. Nous proposons de privilégier un critère empirique de moindre révision pour définir le choix de la méthode, les modèles et la fréquence des mises à jour. En effet, l'existence de révisions, consubstantielle à l'activité de désaisonnalisation, est certainement l'effet le plus indésirable car elle entache la pertinence des analyses

<sup>3</sup> La CVS inclut, sauf mention contraire, les corrections pour effets calendaires, également dénommées improprement « corrections pour jours ouvrables ». Bien que ces effets soient très proches, en théorie, d'une saisonnalité classique dont la période serait très grande, ils font l'objet d'un traitement plus simple qui les suppose fixes, constants dans le temps. A terme, cette hypothèse devrait être relâchée, l'évolution des comportements de consommation et de production étant de nature à introduire des ruptures dans ces coefficients.

portant sur les données les plus récentes, et peut même fausser complètement le diagnostic. La partie 2 décrit précisément la mise en place de ce critère. La partie 3 propose la mise en œuvre de cette stratégie, avec la production des premières séries CVS telle qu'elle a été réalisée en 2003. La partie 4 traite en détail de la cohérence entre séries de flux et d'encours pour la construction des CVS.

Ce document n'épuise pas, loin s'en faut, le sujet : en effet, la production courante de séries CVS amène son lot de questions et d'incertitudes : rupture apparente du comportement saisonnier estimé, apparition/disparition de points extrêmes, modèle économétriques devenant instable : tous ces aléas nécessitent une réflexion en temps réel de la part du producteur afin d'adapter, le cas échéant, modèles et paramètres. La encore, en dépit d'outils économétriques perfectionnés et d'une grande souplesse informatique, la littérature théorique n'apporte que peu de conseils pratiques. Dans ce registre, on trouvera avec le travail d'E. Fonteney (2006) quelques recommandations ainsi qu'un florilège de cas concrets ayant nécessité une analyse statistique spécifique.

Enfin, l'analyse de la saisonnalité en tant que telle représente un champ d'investigation important : d'une part parce que la volatilité des agrégats macroéconomiques provient essentiellement de cette source de fluctuations, et d'autre part parce que l'on sait maintenant que le signal saisonnier n'est pas indépendant de la position dans le cycle, et même qu'il amplifie parfois les inflexions cycliques (Miron (1996)). À cet égard, l'étude conjointe de plusieurs séries permettrait de traiter simultanément deux volets abordés jusqu'alors de manière indépendante : l'analyse du cycle, et l'estimation de la saisonnalité. Bien entendu, un tel travail n'a pas sa place au sein d'une chaîne mensuelle de traitement de masse. Mais, limité à quelques indicateurs importants, il représenterait un complément utile pour une meilleure compréhension des phénomènes macroéconomiques.

# Partie 1

## Aspects méthodologiques

Cette partie a pour principal objet de présenter un état des lieux en matière de traitement de la saisonnalité dans le domaine macroéconomique. Ce thème connaît en effet depuis une dizaine d'années un regain d'intérêt grâce auquel un questionnement nouveau est apparu tant chez les producteurs de données qu'au sein de la sphère académique. On propose ici une clarification des concepts, méthodologies et difficultés, théoriques et pratiques, qui résultent de ces nouveaux développements.

Le plan est le suivant : on introduit d'abord les enjeux de la désaisonnalisation (section 1.1), puis une tentative de caractérisation de la saisonnalité en économie (section 1.2). La section 1.3 précise le cadre statistique classique retenu par les principales méthodes de désaisonnalisation disponibles actuellement, et propose un rapide comparatif de ces méthodes. Les choix méthodologiques laissés - implicitement ou explicitement - aux utilisateurs sont présentés dans la section 1.4. La section 1.5 propose des pistes de recherche pour le développement de méthodes alternatives. Enfin, on décrit brièvement le programme de travail associé au projet « désaisonnalisation des agrégats monétaires » mené à la Banque de France.

### 1.1 Introduction et position du problème

Les séries statistiques mensuelles et trimestrielles diffusées par les principaux organismes nationaux producteurs de statistiques sont la plupart du temps corrigées des variations saisonnières. Pour un large public, ces données autorisent des comparaisons au mois le mois, et fournissent le cadre naturel de l'analyse des tendances récentes de l'économie. L'estimation de modèles à partir de ces chiffres permet par ailleurs une description quantifiée du comportement des agents économiques.

Depuis la mise en place de l'Union Monétaire, le suivi de l'agrégat M3 et de ses composantes et contreparties constitue un des deux piliers de la stratégie de politique monétaire de l'Eurosystème<sup>4</sup>. Au sein du SEBC, la production et l'analyse des contributions nationales à M3 demeure du ressort des BCN. Ces données brutes découlant directement de sources comptables, leur élaboration ne nécessitant que ponctuellement l'usage de méthodes statistiques (correction de points extrêmes, procédure de calage temporel). En revanche, la construction de données désaisonnalisées implique des analyses statistiques détaillées. Cette partie du travail de production apparaît donc relativement sensible, d'autant plus que les chiffres émanant de la Banque de France acquièrent un statut de référence auprès de leurs utilisateurs.

Historiquement, l'activité de désaisonnalisation ne représente cependant que depuis peu un enjeu significatif. En effet, la saisonnalité a longtemps été considérée comme une composante obscurcissant la tendance de la série, et dont les mécanismes générateurs pouvaient être ignorés sans dommage pour l'analyse conjoncturelle. Dagum (1975) écrit par exemple: « The main causes of seasonality, the climatic and institutional factors are exogeneous to the economic system and cannot be controlled or modified by the decision makers in the short run ». Dans cette optique, l'ajustement saisonnier a été conçu comme une simplification des données sans perte d'information. La méthode de désaisonnalisation idéale consistait alors à retirer ces mouvements saisonniers en perturbant le moins possible le reste de la série. C'est dans cet esprit que les premières méthodes de désaisonnalisation à grande échelle ont été construites, en tête desquelles Census-X11, et son évolution X11-Arima. Cette méthode, fondée sur des applications successives de filtres linéaires a alors été adoptée par la plupart des producteurs de statistiques. La possibilité d'une mise en œuvre automatique et la capacité à traiter ainsi un volume important de données expliquent en grande partie ce succès. Par ailleurs, en faisant abstraction des composantes non-linéaires de la procédure, celle-ci conduit à l'usage d'un filtre unique pour désaisonnaliser des séries différentes. Il en résulte alors dans de nombreuses situations la conservation approximative des relations linéaires existant entre ces séries : relations

---

<sup>4</sup> L'autre pilier étant constitué par une analyse macro-économique fondée sur l'examen d'un large champ de données conjoncturelles.

d'équilibre, relations entre variables d'un modèle de régression multiple. Ce point a été souligné par Sims (1974), avec toutefois la restriction –importante – que le modèle ne comporte pas de variables retardées.

Avec la montée en puissance de la modélisation économétrique des séries temporelles et de la micro-informatique, le monopole exercé par le logiciel X11 a été progressivement remis en cause.

- La première critique n'est pas en fait spécifique au logiciel ou à la méthode de désaisonnalisation, mais remet en cause l'intérêt même d'effectuer une désaisonnalisation. Des travaux académiques importants ont en effet défendu cette approche radicale de manière convaincante. Plus précisément, des études conduites dans le cadre de l'analyse conjoncturelle suggèrent que la composante saisonnière apporte de l'information sur la position de l'économie dans le cycle. En conséquence, il devient difficile de définir ce que devrait être une série débarrassée d'effets saisonniers dans ce cadre. La pertinence de données CVS a été également critiquée pour la réalisation d'études macro-économiques. Par exemple, dans la mesure où les données CVS présentent par construction<sup>5</sup> une composante *forward looking*, leur utilisation dans des modèles à anticipations rationnelles est sujette à caution. En outre, les chocs saisonniers présentent la particularité d'être à la fois de grande ampleur, et pour une grande part anticipés par les agents économiques. Il semble donc particulièrement pertinent d'analyser les comportements des agents en réaction à ces chocs : l'évaluation du modèle de lissage de la production par les stocks en est un exemple (Miron et Zeldès (1987)).
- La seconde critique s'est concentrée sur l'absence de fondements statistiques cohérents pour le calcul des séries désaisonnalisées, mais sans remettre en cause le cadre d'analyse standard dont la procédure découle. Elle a notamment pointé les lacunes de X11-Arima du point de vue du traitement économétrique. Citons par exemple l'impossibilité de calculer des intervalles de confiance pour les données CVS estimées, un traitement incomplet de la non-stationnarité, un ensemble de diagnostics dont l'interprétation laisse une grande part à la subjectivité de l'utilisateur...

De cette seconde critique a résulté un logiciel alternatif, TRAMO-SEATS développé par la Banque d'Espagne (Maravall (1994)). Ce logiciel repose sur des techniques d'extraction du signal bien connues en physique, et parfaitement adaptées aux données de la sphère économique traitées dans « l'univers » ARMA. Dans le même temps, le Bureau du Census a proposé une évolution de son logiciel historique, X12-ARIMA (Findley *et alii* (1998)). Cet ultime développement répond à certaines des critiques adressées à son prédécesseur, mais sans changer fondamentalement le contenu des procédures, et leur enchaînement.

Le marché de la désaisonnalisation est désormais largement dominé par ces deux acteurs. Il est remarquable que les groupes de travail conduits par Eurostat et la BCE autour de l'harmonisation des méthodes de désaisonnalisation au sein de l'UE aboutissent à des recommandations très voisines, à savoir la nécessité de combiner les deux approches dans une vision très pragmatique du travail de désaisonnalisation. En fait, nous pensons que cette conclusion traduit l'absence de critère scientifique permettant de mesurer la qualité d'une CVS. En d'autres termes, une bonne partie du débat sur les méthodes de désaisonnalisation débouche sur des propositions qui ne peuvent être comparées les unes aux autres par des procédures de validation économétrique. Pour expliciter cette conclusion, nous revenons maintenant sur quelques éléments importants d'appréciation des phénomènes saisonniers en économie.

## 1.2 Qu'est ce que la saisonnalité ?

Contrairement à la situation qui prévaut en mathématique et en physique, la notion de saisonnalité en économie n'a jamais reçu dans la littérature de définition univoque et consensuelle. Au contraire, le point de vue exprimé reflète le type de modélisation choisi, et ce choix préalable apparaît toujours relativement arbitraire. En revanche, on peut discerner les sources exogènes des phénomènes saisonniers dans les séries économiques, puis tenter d'analyser la transmission de ces chocs saisonniers à l'économie par le biais des décisions des agents. Schématiquement, les sources de la saisonnalité sont d'abord liées :

- au climat, et son effet sur le cycle biologique.

Ex : Consommation d'énergie, production agricole, dépenses liées au sport d'hiver...

---

<sup>5</sup> La série CVS en  $t$  est une moyenne des valeurs passées, présente et future de la série brute.

- aux rythmes sociétaux.

On peut citer par exemple : les échanges de cadeaux liés à la fête de Noël qui conduisent à une forte augmentation de la demande en décembre, et par anticipation à une augmentation de la production et des stocks au dernier trimestre ; les revalorisations du salaire minimum effectuées à des dates précises ; les négociations salariales qui prennent place en début d'année ; les intérêts correspondant aux placements financiers souvent versés en fin d'année ; les fluctuations du marché du travail avec les débuts et fin d'année scolaire.

- à la répartition des dates remarquables (jours fériés, fin de mois,...)

Ce facteur est lié à la division du temps en année, mois, semaines. Il intervient en fait par son interaction avec les deux sources susmentionnées. Les variables de flux sont sensibles à la structure de jours du mois, notamment la répartition entre jours ouvrés et jours fériés. En effet, les activités de production se concentrent pendant les jours ouvrés, tandis que la consommation des ménages connaît des pics hebdomadaires le week-end. Certains mois étant structurellement plus riches en jours ouvrés ou en jours fériés que d'autres, les flux correspondant présentent une régularité saisonnière. Ce raisonnement peut être étendu aux variables de stock. Ainsi, lorsque la mesure du stock est effectuée à une date précise, le fait qu'elle intervienne un lundi ou un vendredi peut avoir un effet spécifique (par exemple s'il s'agit du stock d'un commerçant). Plus généralement, les effets de calendrier se décomposent en une composante saisonnière et une composante irrégulière (année bissextile par exemple) : nous revenons sur cet aspect du traitement plus loin.

Les agents économiques sont donc confrontés à des chocs de nature saisonnière. Mais il existe beaucoup d'autres types de chocs : grève, annonce d'une mesure fiscale, augmentation du prix du pétrole... Toutes ces informations sont prises en compte par les agents dans le cadre de la maximisation de leur utilité intertemporelle. Les choix qui en découlent vont souvent refléter des inflexions saisonnières, mais le point important ici est qu'il n'est pas possible d'identifier les chocs saisonniers et les mouvements saisonniers de la série résultante. En d'autres termes, ces chocs peuvent tout aussi bien expliquer les variations de court terme que la composante saisonnière stricto sensu. Ce point a été illustré par Ghysels (1988) à partir d'un modèle pédagogique d'optimisation intertemporelle du profit d'une entreprise. Dans ce modèle, la demande adressée à l'entreprise comporte un mouvement saisonnier exogène, ainsi qu'un mouvement cyclique, les innovations<sup>6</sup> de ces deux processus étant non-correlés. Le niveau de la production résultant du programme d'optimisation peut à son tour être décomposé en deux composantes, chacune ne dépendant que d'une seule innovation. L'auteur montre que cette décomposition est la seule qui soit pertinente dans l'étude de l'identification du cycle et de la saisonnalité, mais qu'elle viole les hypothèses fondamentales permettant traditionnellement d'identifier ces composantes : ainsi, la partie « cyclique » peut comporter des effets saisonniers, tandis que la partie saisonnière peut comporter des effets cycliques ou tendanciels ! Dans ce cas, il y a clairement interaction entre la composante saisonnière de la demande et la composante cyclique de la production.

### Interaction cycle-saisonnalité : mise en évidence

L'idée centrale est qu'il existe des relations entre cycle et saisonnalité qui ne peuvent être détectées par les outils traditionnels de filtrage. En étudiant les points de retournement du cycle de l'économie américaine dont la séquence est établie par le NBER, Ghysels (1993) montre que ces points ne sont pas uniformément distribués au cours de l'année. Dans la lignée des travaux de Hamilton (1989), le modèle repose sur l'existence de variables inobservables dont la dynamique est décrite par un processus de Markov à probabilités de transition saisonnières. Sous sa forme la plus simple, le modèle s'écrit :

<sup>6</sup> L'innovation d'une série est l'écart entre la valeur observée à la date  $t$  et la meilleure prévision linéaire de cette observation obtenue à l'aide des données disponibles jusqu'en  $t-1$ . Il s'agit donc de la part non prévisible de la série à partir du passé.

$$\begin{cases} y_t = \mu(i_t, s_t, z_t) + \Phi[y_{t-1} - \mu(i_{t-1}, s_{t-1}, z_{t-1})] + \varepsilon_t, \varepsilon_t \text{ bruit blanc.} \\ |\Phi| < 1 \\ \mu(i_t, s_t, z_t) = \alpha_0 + \alpha_1 i_t, \alpha_1 > 0 \end{cases}$$

L'état de l'activité est décrit par la variable  $i_t \in \{0,1\}$ . L'état  $i_t=1$  correspond à une moyenne  $\mu$  de  $y_t$  supérieure à celle de l'état 0, et est donc associé à une phase d'expansion. La variable d'état interagit avec la saisonnalité  $s_t$  ( $s_t=t$  modulo 4) par le biais des probabilités de transition :

	0	1
0	$q(s_t, z_t)$	$1-q(s_t, z_t)$
1	$1-p(s_t, z_t)$	$p(s_t, z_t)$

La variable  $i_t$  admet alors une représentation autorégressive à coefficients variables, dont le résidu est une variable discrète. La variance conditionnelle de ce résidu dépend à la fois de la saison  $s_t$  et des probabilités de changement de régime  $p(\cdot)$  et  $q(\cdot)$ . La variable  $z_t$  intervenant dans ces probabilités de transition peut être stochastique. Dans son étude, Ghysels retient par exemple le taux d'accroissement de la composante saisonnière du PIB estimée par X11.

Cette modélisation des liens entre cycle des affaires et saisonnalité est fortement non-linéaire. Elle induit pour les phases d'expansion des durées différentes en fonction du trimestre où elles ont commencé. Dans ce cadre, Ghysels démontre empiriquement que l'économie sort de récession beaucoup plus facilement quand la saisonnalité est au plus haut. Ce fait stylisé peut également s'énoncer de la façon suivante : il y a peu de risque pour qu'un épisode de croissance s'interrompe en fin d'année. En revanche le premier trimestre est une période plus « risquée » car associée à un creux saisonnier.

A la lumière de ces analyses, on comprend mieux les critiques émanant de la sphère académique prônant l'abandon pur et simple de l'activité de désaisonnalisation. Toutefois, et il s'agit là d'un des traits majeurs de l'activité de production de données économiques, la demande de statistiques conjoncturelles émane d'un public très hétérogène. Pour satisfaire cette demande, il importe donc de fournir une grille de lecture simple des évolutions de court terme, de manière à ce que tous les agents coordonnent leurs décisions sur la base d'une information commune.

Or, les évolutions calculées sur données brutes satisfont difficilement ce besoin. Il est par exemple nécessaire de raisonner en taux de croissance annuel : c'est l'optique retenue par la BCE.<sup>7</sup> Cette pratique revient à effectuer une désaisonnalisation grossière. Mais l'usage de cette grandeur n'est pas anodin. Il induit en effet un déphasage entre la série traitée et les évolutions présentées. En d'autres termes, les évolutions de court terme sont affectées par un effet de base : il en résulte une certaine inertie dans les taux calculés, donc le risque de réagir avec retard aux retournements conjoncturels.

Nous pouvons maintenant préciser ce qu'il faut entendre par désaisonnalisation : retirer la saisonnalité apparente des séries afin d'en faciliter la lecture. Le travail est donc proche dans l'esprit d'une analyse de la variance : mesurer la variabilité associée à la tendance et au cycle, en « contrôlant » les effets saisonniers.

### 1.3 Le cadre statistique traditionnel et les difficultés qu'il soulève

On suppose généralement que la série brute  $Y_t$  (ou son logarithme) se décompose sous la forme :

$$Y_t = T_t + C_t + S_t + I_t$$

$T_t$  représentant la tendance,  $C_t$  le cycle,  $S_t$  la composante saisonnière et  $I_t$  l'irrégulier. Chacune de ces composantes, à l'exception de l'irrégulier, capture une certaine plage de variabilité de la série brute ; par exemple la tendance se caractérise par une concentration de sa variabilité aux basses fréquences, ce qui

---

<sup>7</sup> Pour M3, la BCE publie les taux de croissance annuels à la fois sur données brutes et désaisonnalisées, ce qui peut poser un problème d'interprétation lorsque les deux chiffres divergent, même si l'écart est minime.

traduit une très forte persistance de ses évolutions<sup>8</sup>. L'irrégulier doit au contraire ne montrer aucune régularité : sa variabilité est la même quelle que soit la fréquence considérée.

Ces composantes n'ont aucune validité structurelle : il s'agit seulement ici de dénominations purement descriptives<sup>9</sup> sans relation avec un quelconque modèle économique. Pour rendre cette « définition » opérationnelle, il reste à caractériser ces composantes. L'hypothèse fondamentale assurant cette caractérisation<sup>10</sup> réside dans l'orthogonalité<sup>11</sup> de ces composantes. Autrement dit, les chocs qui déterminent le profil d'évolution de la tendance sont indépendants des chocs qui gouvernent la composante saisonnière : nous retrouvons l'hypothèse classique d'absence de pertinence du processus saisonnier pour l'interprétation des fluctuations conjoncturelles.

Le problème posé peut alors s'énoncer de la manière suivante : estimer la composante inobservable  $S_t$  et la retirer de la série brute  $\underline{Y}_t$  pour constituer la série CVS,  $Y_t^{CVS}$ . Il s'agit alors d'un problème statistique classique. Celui-ci peut être abordé de plusieurs façons : non-paramétrique (Census-X11, X12-Arima) ou paramétrique par extraction du signal (Tramo-Seats) ou par modélisation structurelle (STAMP). Nous précisons maintenant ces différentes approches.

### 1.3.1 Méthodes non paramétriques : X11-X12

Ces procédures construisent les différentes composantes de la série par combinaison de filtres linéaires choisis de manière à annuler ou à conserver une composante donnée (tendance/cycle ou saisonnalité). L'irrégulier est ensuite construit comme le résidu de la décomposition : sa structure n'est donc jamais clairement précisée.

En toute rigueur, les filtres effectivement utilisés ne sont pas linéaires, en raison surtout des traitements effectués aux extrémités de la série, de la gestion automatique par la procédure de la longueur des moyennes mobiles, et du traitement des points extrêmes. En faisant abstraction de ces traitements, la partie linéaire de X11, étudiée par Laroque (1977), élimine les composantes saisonnières déterministes, tout en n'affectant que légèrement les composantes à basse fréquence, représentatives de la tendance. Il est important ici de remarquer que ces filtres ont été développés en référence à des modèles de données déterministes, sans référence à l'économétrie des séries temporelles qui a généralisé la représentation sous forme de variables aléatoires des données. En adoptant ce dernier point de vue, on vérifie que les composantes saisonnières stochastiques voient leur amplitude réduite ou annulée par le filtre, en fonction de leur degré de persistance<sup>12</sup>. Ainsi, lorsque la composante saisonnière est décrite par un processus stationnaire, le filtre pratique en général un ajustement trop brutal. Le cas limite est constitué par un bruit blanc<sup>13</sup>, par définition non-saisonnier, pour lequel aucune désaisonnalisation ne devrait être effectuée.

### 1.3.2 Méthodes paramétriques

Les procédures fondées sur l'extraction du signal recherchent le filtre optimal à appliquer à la série pour en extraire une composante inobservable (le signal, repéré par des caractéristiques dynamiques bien spécifiées) polluée par des perturbations. Dans notre cas, le signal est constitué par la série CVS, et le « bruit » par la composante saisonnière. La série CVS est elle-même décomposée comme la somme de la

<sup>8</sup> La persistance peut se traduire par le temps nécessaire à la série pour absorber un choc, ou encore pour revenir à son niveau d'équilibre. Dans le cas de la tendance, cette durée tend vers l'infini.

<sup>9</sup> Toujours dans le sens d'une analyse de la variance.

<sup>10</sup> Il n'est pas possible, à ce stade, de parler d'identification des composantes.

<sup>11</sup> Introduire des corrélations entre les composantes rendrait ainsi le modèle non opérationnel car non identifiable.

<sup>12</sup> La persistance d'une série saisonnière stochastique trimestrielle peut être décrite comme suit : un choc intervenant au premier trimestre de l'année  $n$  affectera également les premiers trimestres des années suivantes  $n+1, n+2$ , etc. Plus la persistance de la série est élevée, plus il faut de temps pour que ce choc soit absorbé : pour une série stationnaire, la valeur de la série au premier trimestre finit par revenir à sa moyenne. Pour une série non-stationnaire, la situation est en revanche très différente : le niveau du premier trimestre va se stabiliser dans un certain régime après le choc initial, jusqu'à ce qu'un choc ultérieur provoque un nouveau changement de régime.

<sup>13</sup> Série dont la structure de corrélation ne révèle aucune régularité. Les valeurs futures ne peuvent alors être prévues simplement par combinaison linéaire des observations passées. Les prévisions optimales sont alors non-linéaires (cf par exemple les modèles ARCH).

tendance, du cycle, et de l'irrégulier. Ce dernier est modélisé par un bruit blanc. Deux approches sont alors possibles :

- a) Modélisation de la série brute sous forme (réduite) Sarima, puis identification de la dynamique des composantes (structurelles), et estimation de ces composantes par usage du filtre de Wiener-Kolmogorov. Cette méthode s'applique indifféremment aux séries stationnaires et non stationnaires comme l'ont montré Burman (1980) et Bell (1984). L'idée est de définir dans le domaine des fréquences chacune des composantes de la série en fonction de la position des racines de la partie autorégressive d'un modèle Sarima ajusté préalablement sur la série brute. Les contraintes d'identification des composantes « moyenne mobile » conduisent à des composantes estimées pour la tendance, le cycle et la saisonnalité le plus proche possible de signaux déterministes, avec en contrepartie le maximum de volatilité imputé à l'irrégulier. Cette procédure n'est pas valide pour une certaine classe de modèles Sarima; son adaptation pose alors des problèmes pratiques importants (Planas et Fiorentini (2002)). C'est cette méthodologie qui est mise en œuvre dans le logiciel SEATS développé par Maravall (1994).
- b) Écriture d'un modèle « structurel » dans lequel chaque composante est modélisée sous forme Arima. Le modèle décrivant la dynamique de la série brute admet une représentation espace-état ainsi qu'une forme réduite de type Sarima. Dans l'esprit, cette méthode introduit un modèle à coefficients variables, la dynamique de chaque coefficient étant celle d'une marche aléatoire. L'estimation des composantes s'effectue en utilisant la méthode du filtre de Kalman (Harvey (1990), Dagum et Quenneville (1993)). Cette méthode est utilisée par le logiciel STAMP (Koopman *et alii*, (1995)).

Ces deux approches adoptent des points de vue opposés. Dans a), la modélisation est de type « boîte noire », dans la mesure où la dynamique des composantes est déduite du modèle obtenu pour la série brute agrégée. Au contraire, dans b), les composantes sont modélisées directement, et la forme réduite de la série brute n'intervient jamais explicitement<sup>14</sup>. Il en résulte que dans a) les tests de spécification sont effectués sur la série brute, tandis que dans b), les tests portent sur les composantes estimées<sup>15</sup>, ce qui autorise en principe une meilleure compréhension de leur dynamique.

Ces modélisations permettent en principe d'éviter les problèmes de sur-ajustement (ou de sous-ajustement) rencontrés dans X11/X12 dans la mesure où les filtres utilisés sont spécifiques à la série traitée.

Les deux approches, non-paramétriques et paramétriques ont des fondements méthodologiques très différents. Il est important de remarquer que, empiriquement, les CVS construites auront nécessairement des propriétés différentes. Autrement dit, deux méthodes différentes conduisent à des filtres différents, quelle que soit la série traitée. Néanmoins, les points de convergence sont nombreux, qui méritent d'être passés en revue :

- *Possibilité d'obtenir des facteurs saisonniers qui évoluent avec le temps (X11,X12,SEATS,STAMP)*. C'est évident pour SEATS et STAMP, à cause du caractère stochastique éventuellement non-stationnaire des composantes. Pour X11 et X12, les filtres permettent également, par construction, de prendre en compte des inflexions saisonnières plus ou moins durables. La rapidité avec laquelle ces inflexions sont captées dans la construction des composantes constitue en fait le point sensible : nous y reviendrons plus loin.
- *Usage d'un filtre linéaire bilatéral, symétrique et à coefficients constants pour construire les estimations des composantes (X11, X12, SEATS)*. Le filtre est symétrique pour éviter un déphasage entre la série CVS et la série brute, et bilatéral, car la prise en compte des valeurs postérieures à la date  $t$  améliore mécaniquement l'estimation pour cette date. Enfin, les coefficients théoriques ne dépendent pas de la date  $t$  : c'est une conséquence de l'hypothèse de stationnarité applicable à la série brute suffisamment

---

<sup>14</sup> Cette forme réduite est également de type Sarima.

<sup>15</sup> On peut tester par exemple qu'une composante est déterministe en vérifiant que la variance de son processus innovation est nulle.

différenciée. Le logiciel STAMP fait exception à cette règle, puisque les estimations sont construites par filtrage des données présentes dans l'échantillon seulement. Il en résulte que les coefficients du filtre dépendent de la position de l'observation courante dans l'échantillon, et qu'un déphasage est introduit entre la série brute et la série CVS. Ce dernier point constitue, en théorie, un inconvénient de la méthode STAMP, mais la quantification empirique de cet effet indésirable n'a, à notre connaissance, jamais été entreprise. On peut en effet imaginer qu'en termes de révision des CVS, un léger déphasage pourrait être préférable à l'incertitude sur les estimations liée aux prévisions effectuées à la fin de la série. Dans le cadre méthodologique de SEATS, il est intéressant ici de remarquer qu'il serait parfaitement possible de définir le filtre asymétrique « backward looking » optimal permettant l'estimation de chaque composante. En renonçant au filtre symétrique optimal, l'erreur théorique d'estimation s'accroît, mais en contrepartie il n'est plus nécessaire d'utiliser des projections pour construire les composantes estimées ! Cette approche est présentée sous forme opérationnelle par Bell et Martin (2002).

- *Nécessité d'utiliser des projections pour construire les données de la fin de la série (X11-X12, SEATS).* Ceci découle du point précédent, et constitue un des points les plus délicats de la construction de données CVS, dans la mesure où ce sont les valeurs les plus récentes qui concentrent l'attention des utilisateurs. Les deux méthodes utilisent exactement la même approche, à partir d'une modélisation Sarima de la série brute. En fonctionnement automatique dans les deux cas, le modèle est sélectionné à partir d'un ensemble prédéfini de modèles. En fonctionnement manuel, il est possible de fixer une paramétrisation donnée qui aurait été identifiée au préalable, lors d'une phase d'estimation conduite indépendamment de la dessaisonnalisation proprement dite.
- *Nécessité de prendre en compte les ruptures et points extrêmes qui affectent l'évolution de la série (X11,X12,SEATS,STAMP).* Ce point sera discuté plus en détail au paragraphe 4. L'idée est d'isoler les chocs exogènes saisonniers et non-saisonniers sur le niveau de la série brute. Une première étape d'identification permet de définir des variables d'intervention dont le but est de modéliser ces effets indépendamment de la dynamique propre de la série. On effectue ensuite la CVS sur la série corrigée de ces effets. Il s'agit donc de construire des estimations robustes des filtres utilisés dans les calculs. Ce travail est effectué par un module Regarima dans X12<sup>16</sup>, ou par le logiciel TRAMO préalablement à l'exécution de SEATS. Là encore, les modèles et techniques proposés sont pratiquement identiques. Dans STAMP, ces effets sont modélisés directement, par adjonction de variables explicatives aux composantes inobservables. Dans le cas de X12, on note, conformément à une tradition « historique » issue de X11, la présence d'un module de détection et de correction des points extrêmes isolés, de type « additive outlier », lors de la construction itérative des filtres. Ce module repose sur une analyse empirique de la composante irrégulière effectuée sur échantillon glissant.

On constate donc de grandes similarités sur des points essentiels de la procédure. Le principal point de divergence entre les deux méthodes réside dans le statut des séries estimées. Pour X12, la série CVS acquiert le statut de série officielle, prête à être modélisée sans référence à l'étape de désaisonnalisation qui a servi à la construire. En revanche, dans SEATS et STAMP, la série CVS n'est que l'estimation (optimale) d'une composante théorique inobservable, et cette caractéristique est systématiquement prise en compte. C'est ainsi que des intervalles de confiance peuvent être construits pour la série CVS, la tendance-cycle, etc. Nous pensons que cette cohérence statistique n'est pas forcément pertinente pour la majorité des utilisateurs. Les séries CVS sont en effet utilisées la plupart du temps comme série « source ». En outre, présenter un intervalle de confiance compliquerait la communication autour des données CVS. Les modélisateurs qui pourraient être intéressés par ces diagnostics devraient, en toute logique, travailler à partir de la série brute.

Nous abordons maintenant les problèmes pratiques posés par la production régulière de données désaisonnalisées. Nous allons vérifier, en particulier, qu'aucune des deux procédures ne permet de leur apporter de solution définitive.

---

<sup>16</sup> Cette étape n'était que marginalement développée dans X11.

## 1.4 Choix méthodologiques requis pour la production régulière de séries CVS

L'analyse de la saisonnalité ne faisant pas l'objet d'une modélisation structurelle reconnue par la profession, il est impossible d'évaluer la qualité d'une méthode de désaisonnalisation, dans la mesure où aucune valeur de référence n'est disponible. Nous sommes donc conduits à utiliser des critères indirects.

### 1.4.1 Modélisation et révisions

Toute méthode de désaisonnalisation s'accompagne de révisions des estimations produites au fur et à mesure que l'information disponible s'accroît. Dans le cadre univarié qui nous intéresse ici, cette information est constituée par l'historique de la série. Ces révisions ont trois sources principales.

- Les chiffres bruts peuvent être révisés sur le passé proche.
- La donnée la plus récente pour la date  $t$  diffère de la prévision effectuée lorsque l'échantillon s'achevait en  $t-1$ . Il en résulte que, même en utilisant des filtres rigoureusement constants dans le temps, les estimations des composantes vont être modifiées.
- Les caractéristiques du modèle retenu pour la série brute sont actualisées. Il en résulte une modification des prévisions (ce qui affecte surtout la construction des données récentes) et des coefficients des filtres linéaires (ce qui affecte potentiellement l'ensemble des données). Cette tâche, directement sous la responsabilité du producteur de données, présente deux volets distincts :
  - a) Supposons tout d'abord que le « vrai » modèle ait été sélectionné. Selon l'approche économétrique traditionnelle, la mise à jour au mois le mois (pour des séries mensuelles) du modèle conduit à une amélioration des estimateurs des paramètres, et donc à de meilleures prévisions, ce qui concourt à améliorer la qualité des CVS.
  - b) Malheureusement, il est peu probable qu'un unique modèle univarié puisse décrire l'évolution d'une série sur une longue période : il est alors normal de changer de modèle lorsqu'un nouveau régime est diagnostiqué sans ambiguïté, par exemple sous la forme d'un rejet incontestable du test de stabilité utilisé parmi les critères de sélection/validation du modèle.<sup>17</sup>

Pour les deux situations envisagées, l'actualisation du modèle induit des révisions par rapport aux publications antérieures. Dans le premier cas, ces révisions sont concentrées sur la période récente (typiquement, les deux dernières années), bien qu'en théorie, toutes les observations puissent être révisées. Dans le second cas, les révisions peuvent être de grande ampleur et affectent l'ensemble de la série. La lisibilité des données diffusées s'en trouve affectée, et avec elle l'objectif initial de la désaisonnalisation.

On est donc confronté ici à des objectifs partiellement contradictoires : d'une part mettre à jour les procédures de calcul en fonction des nouvelles données, d'autre part réduire les révisions liées à ces évolutions. Ces deux objectifs ont trois traductions opérationnelles que nous examinons maintenant.

#### 1.4.1.1 Choix du modèle

La détermination du modèle appliqué à la série brute est une étape déterminante dans la production de séries CVS. Cette étape repose sur l'examen d'une batterie de tests, parmi lesquels doivent être privilégiés :

- L'absence de corrélation dans le résidu du modèle.
- La stabilité des paramètres. Celle-ci est en général mesurée par un test formel, mais il est souhaitable de travailler également en simulation dynamique rétrospective, c'est à dire par incrémentation successive à partir d'un échantillon tronqué. On peut alors juger de la qualité des prévisions hors échantillon.

<sup>17</sup> Les tests de stabilité sont efficaces pour repérer des ruptures situées au centre de l'échantillon. Leur puissance devient faible pour détecter des ruptures pour la période récente, ce qui s'explique par l'insuffisance des données postérieures à une telle rupture.

Le traitement de l'instabilité diffère de la position de la rupture dans l'échantillon. En effet, les tests économétriques ne sont utilisables que pour des dates centrales (cas 1), éloignées du début et de la fin de l'échantillon. Pour les données les plus récentes (cas 2), cette aide à la décision n'est pas disponible. Or, il s'agit d'une situation très courante : par exemple, quelle décision prendre si le dernier chiffre disponible semble « anormalement » élevé ?

Dans les deux cas, le traitement dépend de manière cruciale de l'information disponible. Lorsque le point litigieux peut-être associé à un phénomène exogène dont on connaît l'étalement dans le temps, on utilise des variables d'intervention. L'idée est de superposer à la dynamique propre de la série un effet déterministe indépendant. Un exemple typique est constitué par les ruptures statistiques (modification de champ, changement de base, nouvelle méthode de calcul), les opérations exceptionnelles (fusion-acquisition, endettement pour l'acquisition des licenses UMTS,...). En revanche, et ce point est important dans le cas 2, si aucune information n'est disponible, la donnée litigieuse ne devrait pas être modifiée : elle est alors considérée comme une réalisation, certes improbable, mais possible d'une variable aléatoire.

Ce traitement de l'instabilité est commun à X12 et Tramo-Seats. Il est significatif de l'évolution actuelle des logiciels de désaisonnalisation vers plus de flexibilité. En contrepartie, cette phase de modélisation est délicate : elle conduit en général à des solutions multiples, et au final, le producteur devra assumer un choix très subjectif. Ce choix va se répercuter directement sur la définition des composantes de la série. En un certain sens, il est presque équivalent à choisir le type de décomposition souhaité : nous explicitons maintenant ce point.

#### 1.4.1.2 Choix des composantes

Le problème de la désaisonnalisation peut être décrit comme l'imputation des mouvements de la série brute sur chacune de ses composantes. L'unicité d'une telle décomposition n'est évidemment pas assurée : il existe ainsi une infinité de décompositions (tendance, cycle, saisonnalité, irrégulier) telles que chaque composante ait les propriétés minimales correspondant à sa dénomination. De plus, le problème à résoudre se formule différemment selon que l'analyse concerne la partie historique de la série ou les données récentes.

- i) Dans le premier cas, il s'agit de déterminer si une composante doit être lisse (proche d'une évolution déterministe) ou volatile. Intuitivement, une composante volatile peut présenter un profil évolutif, alors qu'une série presque déterministe sera très stable au cours du temps. En outre, le caractère « *forward looking* » des filtres accentue cette capacité à capter rapidement des changements de régime dans la dynamique des composantes. Ces choix sont intimement liés au processus de révision des données CVS. Schématiquement, une adaptation rapide du filtre implique des révisions importantes lors des premières estimations et une convergence rapide vers la valeur « définitive ». En revanche, un filtre à mémoire plus longue conduira à des révisions de plus faible amplitude, mais une convergence lente vers cette valeur finale. De ce point de vue, X12 permet à l'utilisateur d'agir directement sur le processus de construction des données, par le biais des moyennes mobiles chargées d'extraire la tendance-cycle ou la composante saisonnière : en imposant manuellement la longueur de ces moyennes mobiles, l'utilisateur peut déterminer leur pouvoir de lissage. L'optique retenue dans SEATS est très différente. Une fois fixé le modèle Sarima, le logiciel calcule l'unique décomposition vérifiant comme on l'a vu la contrainte d'identification suivante : chacune des composantes à l'exception de l'irrégulier a la variance la plus faible possible. Le seul moyen de modifier les variabilités relatives des composantes est donc de changer la structure du modèle Sarima. Cette opération est particulièrement délicate puisque ces variances évoluent de façon complexe en fonction des paramètres du modèle. Notons que dans les deux procédures, le choix incombe à l'utilisateur.
  
- ii) Dans le second cas, l'information disponible pour identifier si une valeur anormale provient de la composante saisonnière, ou d'un des éléments constituant la série CVS ne peut être fournie simplement par l'observation statistique de la série : on ne dispose plus du recul suffisant pour apprécier les changements de profil. Nous retrouvons la problématique décrite dans le paragraphe précédent : l'information qualitative externe joue alors un rôle majeur. Toutefois, cette information ne permet pas forcément d'affecter entièrement un choc à une composante

donnée. Le problème est en effet compliqué par les interactions entre composantes. Par exemple, un avancement de la période des soldes en période de basse conjoncture peut agir à la fois sur les composantes cycliques et saisonnières de dépenses des ménages. Dans la mesure où notre cadre de travail impose d'ignorer ces interactions, il faut adopter des solutions nécessairement arbitraires. Ainsi, dans notre exemple, si la modification envisagée est permanente, on modélisera une transition du comportement saisonnier du mois considéré vers un nouveau niveau. Sinon, la composante saisonnière est affectée par un choc ponctuel, dont on devra chiffrer l'ampleur (par exemple par différence avec une prévision de cette composante). Dans les deux cas, le calcul de la CVS s'effectue ensuite sur la série corrigée de l'effet mesuré.

#### 1.4.1.3 Mise à jour des coefficients saisonniers

La fréquence de rafraîchissement de ces coefficients dépend de la fréquence de mise à jour des modèles (processus 1), et de la fréquence de mise à jour des procédures de filtrage (processus 2). Dans la mesure où l'activation complète de la procédure fournit des facteurs saisonniers prospectifs pour un an, il est possible de construire des CVS pendant un an à moindre coût, en utilisant ces estimations. Il en résulte une concentration des révisions au moment de l'activation annuelle des processus 1 et 2 : c'est la solution empirique retenue par beaucoup de producteurs de données, de manière à clarifier leur communication sur les chiffres CVS. La solution théorique se situe exactement à l'opposé. Elle préconise en effet d'activer les processus 1 et 2 tous les mois : les révisions sont alors effectuées au mois le mois.

Entre ces deux extrêmes, on trouve tout un jeu de solutions intermédiaires, comme par exemple activer le processus 1 tous les 3 mois, et le processus 2 tous les mois. Le choix de la meilleure stratégie doit être effectué à l'aune de critères empiriques tenant compte de la stabilité des modèles, de l'amplitude des révisions, ainsi que de leur étalement dans le temps.

#### 1.4.2 Concordance des flux annuels

Une recommandation classique consiste à assurer l'égalité entre flux annuels bruts et flux annuels CVS. En fait, l'application cohérente de ce principe conduit à imposer l'égalité de tous les flux annuels glissants, et donc des coefficients saisonniers fixes ! Cette contrainte est donc à proscrire. En revanche, l'écart entre les deux flux peut être examiné. Des valeurs élevées<sup>18</sup> indiquent une composante saisonnière fortement évolutive. Par exemple, pour une série mensuelle, si  $S_t$  vérifie la dynamique suivante, non-stationnaire, donc permettant de capter des évolutions saisonnières avec changement de régime :

$$S_t + \sum_{k=1}^{11} S_{t-k} = \varepsilon_t$$

avec  $\varepsilon_t \rightarrow N(0, \sigma^2)$ , l'écart entre le flux annuel « brut » et le flux annuel « CVS » est alors exactement  $\varepsilon_t$ . Plus l'écart-type  $\sigma$  est élevé, plus l'écart pourra être important.

#### 1.4.3 Modèle additif ou multiplicatif ?

Ce choix porte sur le modèle Sarima et le type de CVS effectué. En général, il découle de l'examen graphique de la série : si la variabilité apparente de la série, mesurée par l'amplitude entre les pics et les creux est à peu près constante, on retient un modèle Sarima en niveau, puis une décomposition additive. Quand cette amplitude augmente avec le niveau de la série, le modèle Sarima est estimé sur le logarithme de la série, et la décomposition choisie est multiplicative : ce cas est le plus fréquemment rencontré. Cette pratique pose deux problèmes :

- a) L'absence de test formel, lié au fait que deux modèles Sarima, l'un appliqué au niveau et l'autre au logarithme de la série, ne sont pas des réductions d'un même sur-modèle. En outre, il est

---

<sup>18</sup> Une valeur élevée une année doit être compensée par une valeur élevée de signe opposée pour une année voisine, car la composante saisonnière a une espérance nulle en moyenne annuelle.

- difficile de distinguer, graphiquement, un modèle en niveau non-stationnaire d'un modèle en logarithme stationnaire.
- b) L'inadaptation de la procédure pour les composantes saisonnières dont certains effets sont additifs, d'autres multiplicatifs. On peut imaginer par exemple un point extrême saisonnier additif pour une composante saisonnière multiplicative, c'est à dire un modèle du type :

$$Y_t = T_t \times C_t \times S_t^* \times I_t$$

avec  $S_t^* = S_t + a_t$  ;  $S_t$  est la composante saisonnière ordinaire, et  $a_t$  une perturbation n'affectant que certains types de mois ou de trimestre. Ce type de phénomène a été avancé pour améliorer le traitement de la saisonnalité dans les séries d'emploi et de chômage.

- c) L'incohérence des traitements vis à vis des agrégations temporelles et sectorielles, le traitement multiplicatif détruisant les propriétés de linéarité existant entre séries.

Le traitement économétrique des points a) et b) n'est pas disponible dans le cadre général qui est le notre ici (incluant les variables non-stationnaires). Le point c) n'admet pas non plus de solution simple. Nous y revenons dans le paragraphe suivant.

#### 1.4.4 Désaisonnalisation et agrégation

Un point très controversé concerne l'ordre dans lequel doivent prendre place les opérations de désaisonnalisation et d'agrégation. Les termes du débat se résument de la façon suivante :

- Pour une série mensuelle de flux, la série CVS trimestrielle doit-elle être définie comme la somme des CVS mensuelles, ou calculée directement à partir des flux bruts ? Les valeurs CVS d'un stock doivent-elles être déduites des stocks CVS mensuels, ou d'une CVS des stocks trimestriels ?
- Faut-il effectuer la CVS de M3 directement, ou bien calculer la somme des composantes de M3 préalablement désaisonnalisées ?

Ces questions sont importantes dans la mesure où la cohérence comptable et temporelle des agrégats et de leurs contreparties doit être respectée<sup>19-20</sup>. La solution élémentaire de ce problème consiste à utiliser un filtre à coefficients fixes, indépendant des séries traitées, comme c'est le cas avec les filtres théoriques issus de X11/X12. Cependant, les non-linéarités<sup>21</sup> générées par les filtres effectifs associés à ces procédures, documentés par Ghysels *et alii* (1996), ne permettent pas de confirmer les résultats associés au filtre théorique.

Plus généralement, toutes les méthodes de désaisonnalisation traitent les séries indépendamment les unes des autres, et introduisent de surcroît de fortes non-linéarités dans la relation entre série brute et série CVS. En particulier, pour les données de flux, les comparaisons entre l'approche « *top-down* », *i.e.*, désaisonnalisation directe de l'agrégat, couplée à la gestion des écarts avec la somme des CVS, et « *bottom-up* », *i.e.*, définition de la série CVS agrégée comme somme des composantes CVS sont délicates lorsque certaines des séries considérées sont traitées en modélisation multiplicative. Les modèles sous-jacents ne sont alors pas comparables.

En supposant que toutes les séries considérées sont traitées de la même façon (additive ou multiplicative), et dans le cadre des modèles paramétriques de désaisonnalisation, le problème posé peut être formalisé en fonction de l'ensemble d'information disponible pour calculer les CVS. On peut dès lors apporter les éléments de réponse suivants :

- i) **Concernant l'agrégation temporelle**, Geweke (1977) a montré, pour un modèle stationnaire, la supériorité de l'approche consistant à dériver les CVS trimestrielles des CVS mensuelles. Le gain

<sup>19</sup> Pour la zone euro, cette exigence de cohérence vise en outre les agrégations par pays.

<sup>20</sup> La question spécifique de la cohérence des CVS entre variables de flux et de stock est abordée au chapitre 4.

<sup>21</sup> Traitement des points extrêmes, usage de prévisions à la fin de la série...

apparaît sensible pour les données récentes. Pour les données historiques, l'écart entre les deux procédures est peu significatif.

- ii) **Concernant l'agrégation sectorielle**, le traitement simultané de plusieurs séries dans le cadre d'une opération de désaisonnalisation devrait, théoriquement, prendre en compte les relations dynamiques entre ces séries. À ce titre, la seule réponse pertinente réside dans la désaisonnalisation multivariée, proposée dans le cadre stationnaire par Geweke (1977). Cette méthode est en fait une généralisation multivariée de SEATS. L'ensemble d'informations utilisé est alors l'espace engendré par toutes les variables considérées, ce qui assure l'estimation optimale simultanée de chaque composante.

En revanche, si ces relations sont ignorées, le débat ne peut être tranché d'un point de vue théorique. Par exemple, dans l'hypothèse où la solution « *bottom-up* » est adoptée, il existe des situations pour lesquelles l'usage uniforme de X11 pour toutes les séries est préférable à l'application de SEATS pour chaque série (Ghysels (1997) ! En d'autres termes, utiliser des procédures sous-optimales pour chacune des séries désagrégées conduit à une meilleure estimation de la CVS pour la série agrégée.

La mise en œuvre des techniques de CVS multivariée se heurte cependant à de nombreux obstacles techniques. Elle ne peut donc être envisagée que pour les décompositions simples d'agrégats fondamentaux, et ne constitue donc pas une alternative à la production de masse de données désaisonnalisées. En revanche, pour quelques variables importantes, ces techniques autorisent des rapprochements entre variables CVS, et ouvrent la voie à la construction d'indicateurs synthétiques CVS construits à partir de ces variables.

#### 1.4.5 Les effets calendaires

Originellement, il s'agit d'identifier dans des séries mensuelles de flux la trace d'un phénomène journalier périodique, de période 7. Ce phénomène peut être partiellement observé sur données mensuelles car les mois ne comportent pas un nombre entier de semaines. Le même constat est valable pour des données trimestrielles et annuelles, mais alors les effets sont de moins grande ampleur. Le traitement des effets de calendrier s'effectue traditionnellement par l'usage de variables d'intervention déterministes, parallèlement au traitement des ruptures. Les effets de calendrier des variables de stock peuvent ensuite être déduits des effets identifiés sur les données de flux.

L'étude des effets calendaires a été étendue au traitement des jours fériés, et en particulier des fêtes mobiles. Cette extension pose cependant des problèmes pratiques importants, dans la mesure où on dispose de peu d'observations pour décrire les effets croisés entre jour férié et type de jour de la semaine. On se contente alors de mesurer l'effet du nombre de jours fériés (hors dimanche) du mois sur les flux. Malheureusement, cette variable évolue peu d'une année sur l'autre, et il est difficile d'estimer avec précision l'effet correspondant.

Les effets de calendrier peuvent être décomposés entre composantes « tendancielle »<sup>22</sup>, saisonnière<sup>23</sup>, et irrégulière. La série corrigée des effets calendaires (CEC, en abrégé) doit être définie comme la série brute corrigée de cette composante irrégulière. La correction des variations saisonnières est ensuite effectuée sur cette série. La série finale, dénommée CVS-CEC, est globalement plus lisse que la série CVS puisqu'une partie de l'irrégulier a été retirée : son interprétation au mois le mois est donc plus facile. En revanche, les cumuls annuels de séries de flux brutes et CVS-CEC ne peuvent en aucun cas être égaux, même en moyenne sur quelques années : l'égalité n'est obtenue qu'en moyenne sur très longue période<sup>24</sup>, contrairement à la situation qui prévaut pour les séries « seulement » CVS.

La critique la plus sérieuse adressée à cette méthodologie provient de la constatation empirique de l'instabilité des coefficients calendaires. À l'instar des coefficients saisonniers, ces coefficients évoluent dans le temps, traduisant la modification permanente des comportements économiques. Il en résulte qu'une modélisation cohérente de ces effets devrait utiliser le cadre des modèles à coefficients variables. On note

---

<sup>22</sup> Sous la forme d'un terme constant.

<sup>23</sup> Typiquement, le nombre de jours du mois.

<sup>24</sup> Les cycles associés aux effets calendaires observés sur données « basse fréquence » sont en effet très longs.

que la classe de modèles présentée § 1-3-2-b permet un traitement cohérent de tous les effets présents dans la série.

Plus généralement, toute variable apportant de l'information sur la composante saisonnière de la série peut être utilisée pour améliorer le traitement de la CVS : par exemple, des données de climatologie peuvent expliquer l'évolution du prix des produits frais. La série CVS finale s'obtient alors en rajoutant la composante non-saisonnière des données climatiques qui est également plus facile à obtenir.

#### 1.4.6 Les séries non-standards

Il s'agit de séries qui ne peuvent être modélisées sous forme SARIMA, et pour lesquelles l'existence d'une décomposition pose problème. Un exemple extrême est celui d'une série de flux d'intérêts versés au mois de décembre de chaque année. La série brute est alors nulle onze mois sur douze ! Une solution consiste alors à construire la CVS par lissage de la série brute, de façon à répartir le montant de décembre sur l'ensemble de l'année tout en minimisant les variations mensuelles de la série ainsi construite. Dans des situations plus réalistes pour lesquelles les données de flux pour certains mois sont à zéro, la solution empirique consiste à traiter la série de manière usuelle en mode additif, ou en mode multiplicatif après ajout d'un terme constant positif à la série<sup>25</sup>. Une solution plus satisfaisante consiste à traiter les observations nulles comme des valeurs manquantes d'un processus Sarima simple sous-jacent, et de reconstituer des données fictives à l'aide de ce modèle. Ce travail peut être effectué avant le calcul de la CVS (*Tramo*, *X12*), ou conjointement (*STAMP*).

### 1.5 Quel avenir pour les méthodes de désaisonnalisation ?

Les logiciels X12-ARIMA et TRAMO-SEATS ont atteint désormais un degré élevé d'achèvement. Il résulte que, outre l'usage de procédures multivariées évoqué au § 1-4-4, les innovations significatives à venir dans le domaine de la désaisonnalisation ne pourront provenir que d'une remise en cause radicale du cadre théorique en vigueur depuis 30 ans (modèles ARMA, filtres linéaires à coefficients constant...). Il s'agit alors de considérer des modèles non-stationnaires autres que les modèles SARIMA qui se ramènent en fait à des modèles stationnaires par le biais d'opérations simples.<sup>26</sup> On distingue deux axes possibles d'évolution<sup>27</sup>.

#### 1.5.1 Revenir sur les hypothèses théoriques d'identification des composantes.

On a vu que l'hypothèse fondamentale d'orthogonalité entre le cycle, la composante saisonnière et l'irrégulier était cruciale pour identifier les composantes constitutives de la série. Il existe pourtant une voie alternative de modélisation de la saisonnalité, que nous présentons brièvement. Il s'agit de faire dépendre la structure de corrélation du processus du type de mois ou de trimestre, propriété qui apparaît souhaitable à la lumière de la discussion menée au §1-2.

L'analyse des séries temporelles privilégie l'étude des processus stationnaires, c'est à dire qui peuvent se représenter sous la forme d'une intégrale stochastique :

$$X_t = \int_{-\pi}^{\pi} e^{iot} dZ(\omega) \quad (1)$$

$Z(\omega)$  étant un processus à accroissements orthogonaux définissant une mesure spectrale par la relation :  $dF(\omega) = E(|dZ(\omega)|^2)$ . La transformée de Fourier de cette mesure spectrale est en fait la fonction d'autocovariance du processus :

<sup>25</sup> Ce terme est ensuite soustrait de la série CVS.

<sup>26</sup> Ce filtre est en général l'opérateur de différentiation 1-B pour les données CVS, 1-B<sup>4</sup> pour des données trimestrielles brutes. B est l'opérateur retard :  $Bx_t = x_{t-1}$

<sup>27</sup> La solution radicale consistant à se passer des CVS, pour ne plus travailler que sur des variables brutes ne semble envisageable que pour les données intéressant à communauté (réduite) des macroéconométres.

$$\gamma(h) = E(X_t X_{t+h}) = \int_{-\pi}^{\pi} e^{i\omega h} dF(\omega) \quad (2)$$

Les processus harmonisables, introduits par Loeve (1965) constituent une extension naturelle de ces représentations. Ceux-ci admettent une représentation de type **(1)**, le processus  $Z(\cdot)$  n'étant maintenant plus nécessairement à accroissements orthogonaux. Ces processus admettent également une bi-mesure spectrale définie sur le carré  $[-\pi, \pi]^2$ , la relation **(2)** prenant alors la forme :

$$\gamma(t, h) = E(X_t X_{t+h}) = \iint e^{i\omega_1 t - i\omega_2(t+h)} dF(\omega_1, \omega_2)$$

Cette classe de modèle permet donc à la loi des observations de se déformer avec le temps. En supposant la fonction  $\gamma(t, h)$  périodique en  $t$ , de période  $T$  on obtient alors la famille des processus périodiques, introduits initialement par Gladyshev (1961), dont le modèle ci-dessous constitue une paramétrisation particulière :

$$\begin{aligned} y_t &= \phi_{s1}y_{t-1} + \phi_{s2}y_{t-2} + \cdots + \phi_{sp}y_{t-p} + \varepsilon_t \\ Var(\varepsilon_t) &= \sigma_s^2 \end{aligned} \quad (3)$$

Ces modèles autorégressifs périodiques, de type « coefficients variables » ont été proposés dans les années 90 par les économètres dans des études empiriques. Les paramètres autorégressifs et la variance résiduelle variant avec le trimestre  $s=1,2,3,4$ , ces modèles sont non-stationnaires. On montre néanmoins que le vecteur obtenu en empilant les quatre trimestres d'une même année forme une série annuelle pour laquelle la seule source de non-stationnarité est située aux basses fréquences. Cette non-stationnarité peut prendre alors la forme de tendances stochastiques différentes pour chaque trimestre, avec l'existence éventuelle de relations de cointégration entre elles (Franses (1994)). La présence possible de tendances communes d'un trimestre à l'autre est une propriété intéressante de ces modèles.

Sur le plan statistique, on parle à propos de ces modèles de « périodicité cachée ». En effet, les outils traditionnels d'analyse issus de la théorie des processus ARMA (corrélogrammes, tests de bruit blanc sur les résidus) ne permettent pas de déceler les composantes périodiques d'une telle série (Tiao et Grupe (1980)).

Il faut noter que cette approche n'est pas opérationnelle, au sens où elle n'offre pas actuellement d'alternative aux méthodes de désaisonnalisation standards : en effet, non seulement il devient difficile dans ce cadre élargi de définir ce que doit être la composante saisonnière, mais de plus on peut penser que les procédures de filtrage requises seraient fortement non-linéaires.

En revanche, ces modèles offrent plus de souplesse dans la prise en compte de la saisonnalité. Leur usage peut alors être envisagé au moins à des fins de prospective, pour améliorer notamment la qualité des prévisions utilisées par les procédures de désaisonnalisation standards.

## 1.5.2 Modéliser des composantes non-stationnaires

L'idée ici est de considérer le cadre théorique classique d'indépendance des composantes saisonnières et non-saisonnières, mais d'autoriser des dynamiques non-stationnaires pour ces composantes. Par non stationnaire, on entend que les séries ne peuvent être rendues stationnaires par un ensemble de différentiations simples. Il faut alors raffiner les procédures de filtrage utilisées. En effet, le filtre théorique des procédures de désaisonnalisation est un filtre à coefficients fixes qui traite de la même façon les différentes époques de la série brute. Cette caractéristique résulte en fait du caractère global de l'analyse de Fourier qui est au cœur de la description des processus stationnaires. En particulier, les inflexions brutales sont mal captées par ces méthodes<sup>28</sup>. Une méthodologie alternative réside par exemple dans l'analyse par ondelettes, particulièrement adaptée à l'étude de signaux présentant un ou plusieurs caractères évolutifs, ainsi

<sup>28</sup> d'où la nécessité d'introduire les composantes déterministes liées au points extrêmes et autres ruptures.

que des « accidents » bien localisés. Il est alors possible de décomposer la série brute selon un ensemble de composantes associées chacune à un niveau de détail donné : ces composantes se substituent aux termes trigonométriques usuels. La composante saisonnière peut ensuite être « recomposée » à partir de certains éléments de la base d'ondelettes utilisée. A ce jour, ces développements ne sont pour l'instant qu'embryonnaires (voir par exemple, Laaksonen (2002)), mais ils constituent à n'en pas douter un prolongement naturel de l'analyse univariée des séries temporelles comme en témoigne l'ampleur des développements autour des séries localement stationnaires (Dahlhaus (1997)).

## 1.6 Application : mise en place des CVS pour les agrégats monétaires

Du point de vue du traitement de la saisonnalité, les statistiques monétaires présentent plusieurs particularités :

- a) La définition du champ couvert par les données n'est pas stable dans le temps.
- b) Les données de flux font l'objet de corrections tandis que les encours sont bruts.
- c) Les phénomènes saisonniers sont pro cycliques, et d'ampleur plus faible que pour les séries d'activité. Ce constat est à rapprocher de l'absence de saisonnalité marquée sur les prix et les taux d'intérêt.<sup>29</sup>

Compte tenu de ces éléments, les travaux méthodologiques à assurer peuvent être envisagés en plusieurs étapes :

- i) Recensement de toutes les séries susceptibles d'être traitées. Le degré de détail retenu doit correspondre à un besoin en termes de diffusion ou d'interprétation : il est inutile de rechercher la nomenclature la plus fine a priori. Une étude effectuée au SASM en 2001 sur les composantes de M3 et ses contreparties fournit une première base de travail, avec notamment une description qualitative des facteurs saisonniers de ces séries.
- ii) Étude des caractéristiques temporelles des séries. Ce travail doit commencer par un examen graphique des données, puis une analyse des événements repérés, notamment les ruptures et changements de régime. Cette information peut être utilisée ensuite pour effectuer des tests économétriques afin de valider la présence de saisonnalité dans la série, et le cas échéant, la nature de cette saisonnalité (déterministe, stationnaire ou non stationnaire).
- iii) Ajustement d'un modèle Sarima sur les données simultanément avec le traitement des ruptures, et des effets calendaires (ou tout autre effet jugé pertinent, cf. la fin du §1-4). Les tests statistiques standards permettent d'identifier un modèle.
- iv) Tests de stabilité du modèle obtenu, par simulation dynamique et/ou usage d'un test formel de stabilité : tests fondés sur les résidus récursifs cumulés (Ploberger et Krämer (1992), tests séquentiels de type « Wald » (Andrews et Ploberger (1994)).
- v) Calcul de la CVS par X12 et SEATS, en utilisant le même modèle Sarima pour la série brute dans les deux logiciels. La discussion précédente ayant montré l'absence de critère permettant de promouvoir a priori une méthode plutôt que l'autre, il est important d'utiliser dans une phase exploratoire les deux approches. L'idée est de retenir celle qui fournit les résultats les plus satisfaisants du point de vue des critères présentés au point vi) ci-dessous. La difficulté mentionnée plus haut au point c) complique ici le traitement. L'option retenue par l'étude préalable effectuée au SASM consiste à désaisonnaliser séparément flux et encours. En l'absence de correction sur les flux, le modèle Sarima de la série de flux est le même que celui de la série d'encours, à un facteur de différentiation près. En raison des corrections apportées aux flux, cette correspondance n'est pas aussi simple, et les résultats font apparaître des divergences surprenantes pour certaines séries (billets et pièces, M2-M1, titres d'OPCVM monétaires, crédits aux SNF, crédits aux ménages). Pour résoudre l'incohérence logique qui en découle, on propose la procédure suivante :

- a) Désaisonnaliser par méthode additive la série de corrections sur les flux bruts  $CF_t$  (calcul de  $CF_t^{CVS}$ ).

---

<sup>29</sup> En particulier, les prix apparaissent rigides aux fluctuations saisonnières de la demande.

- b) Désaisonnaliser la série de flux corrigée au préalable de la composante non-saisonnière de  $CF_t$ , soit  $F_t - CF_t^{CVS}$ , et obtention de la série de flux net CVS,  $F_t^{CVS}$ .
- c) Définition de la série d'encours CVS par :

$$E_t^{CVS} = E_0^{CVS} + \sum_{k=1}^t (F_k^{CVS} + CF_k^{CVS}) \text{ avec } E_0^{CVS} \text{ niveau initial de l'encours CVS à déterminer, par exemple}$$

à partir de la CVS effectuée sur l'encours brut  $E_t^{CVS}$ . Cette définition néglige l'éventuelle composante non-saisonnière résultant du cumul de la composante saisonnière du flux. Ce point est traité en détail dans la section 4 du papier.

La solution préconisée par la BCE sur ce point n'apparaît quant à elle absolument pas satisfaisante, car elle résout le problème de cohérence comptable en se fondant sur des principes arbitraires : en particulier, il est pour le moins surprenant de supposer que l'encours et son taux de croissance mensuel présentent le même comportement saisonnier !

#### Méthode préconisée par la BCE :

- 1) Désaisonnaliser par procédure multiplicative d'abord la série des indices mensuels définie par  $I_t = 1 + F^*_t / E_{t-1}$  avec  $F^*_t$  : flux corrigé des effets de valorisation, change, passage en pertes et reclassements.
- 2) Calculer l'indice mensuel CVS  $I_{CVS,t} = I_t / S_t$  en notant  $S_t$  le coefficient saisonnier.
- 3) Appliquer les coefficients saisonniers de la série d'indices mensuels à la série d'encours, soit :  $E_{CVS,t} = E_t / S_t$ .
- 4) Appliquer les coefficients à la série des effets de valorisation, change, passage en pertes et reclassements : on a alors  $CF_t^{CVS} = CF_t / S_t$ .
- 5) Calculer la série corrigée des variations saisonnières des flux de la manière suivante :

$$F_t^{CVS} = E_t^{CVS} - E_{t-1}^{CVS} - CF_t^{CVS}$$

vi) Pour chaque méthode, détermination de la fréquence de mise à jour des coefficients saisonniers par l'examen des révisions des données passées. On effectuera pour cela un exercice rétrospectif de calcul des CVS. Les deux méthodes ainsi précisées seront ensuite comparées par la même méthode. Les critères de validation seront construits à partir des révisions, et de leur degré d'étalement dans le temps, c'est à dire en fonction de la vitesse à laquelle les estimations convergent vers leur valeur finale.

## 1.7 Conclusion

Les principales conclusions de cette présentation méthodologique peuvent être résumées comme suit :

- a) Il n'est pas possible de définir un cadre théorique clair pour définir le concept de saisonnalité et en conséquence celui de désaisonnalisation.
- b) Les méthodes de désaisonnalisation existant sur le marché reposent chacune sur des hypothèses spécifiques et des méthodologies non comparables. Le choix d'une méthode ne peut alors s'effectuer qu'à partir de critères empiriques.
- c) Cependant, les méthodes partagent un tronc commun d'hypothèses, et leur mise en œuvre implique des techniques de filtrage assez similaires et des effets indésirables relativement semblables.
- d) La mise en œuvre des CVS nécessite une étude exploratoire détaillée qui tienne compte de l'histoire de chaque série traitée (rupture statistique, point extrême, etc.). Ceci est crucial pour assurer la qualité des

données produites. Les critères empiriques de validation seront construits à partir du processus de révision des CVS.

e) La mise en œuvre des CVS en production régulière nécessite une surveillance permanente. Aucune procédure automatique ne permet de gérer correctement une telle ligne de production. Ceci est lié au point 1) : en l'absence d'ancrage théorique, des aléas difficiles à modéliser peuvent perturber la production courante.

f) Une amélioration des procédures de désaisonnalisation actuelles est possible dans un cadre multivarié. On traite alors un ensemble restreint de variables, dans une optique de calcul d'indicateurs coïncidents.

## Partie 2

# Désaisonnalisation et gestion des révisions

La production par la Banque de France de séries monétaires désaisonnalisées a été suspendue avec la mise en place des nouvelles séries requises par l'harmonisation des statistiques monétaires européennes. En 2004, il a été jugé que les conditions étaient réunies pour envisager une amélioration de la qualité des données CVS et reprendre ainsi leur publication : d'une part le développement de nouvelles méthodes, X12 et TRAMO-SEATS, de nouveaux logiciels les incluant (DEMETRA, E-VIEWS 4.0) ; d'autre part, la qualité des données collectées auprès des IFM et les travaux de rétropolation permettent de disposer de séries d'agrégat relativement longues et « stabilisées » pour lesquelles la production de séries désaisonnalisées constitue un prolongement naturel.

Au terme d'une étude préalable, il a été décidé de traiter en priorité les principales séries constituant le bilan agrégé des IFM français, tant à l'actif (les crédits) qu'au passif (les composantes de M3 et les ressources non monétaires).

Sur plusieurs points, la méthodologie mise en place à la Banque de France diffère de celle de la BCE (cf. la partie 1, BCE (2000a) et (2000b)). La principale différence abordée ici porte sur la politique de révision, contingente à chaque série, et élaborée après un examen préalable approfondi.

Le plan de cette deuxième partie est le suivant : la section 2.1 développe la méthodologie mise en place, et la section 2.2 présente la recherche réalisée afin de fixer la politique de révision. La première annexe présente les statistiques agrégées découlant des différentes politiques de révision. Dans la deuxième annexe, l'évolution du taux de croissance mensuel CVS estimé mois après mois pour une même échéance est représentée, et dans la troisième annexe, l'évolution représentée porte sur la chronique calculée pour l'année entière.

## 2.1 Méthodologie et chaîne de production

### 2.1.1 Les choix méthodologiques

- L'ajustement saisonnier est réalisé sur les flux nets<sup>30</sup>,  $F_t$ . La valeur initiale du stock,  $E_{t_0}^{CVS}$ , est obtenue à partir d'un ajustement saisonnier réalisé en parallèle sur la série de stocks. À partir de là, l'encours CVS est reconstitué en sommant les flux nets CVS,  $F_p^{CVS}$ , et les corrections,  $C_p^{CVS}$ , jusqu'à la date considérée :

$$E_t^{CVS} = E_{t_0}^{CVS} + \sum_{p=t_0+1}^t (F_p^{CVS} + C_p^{CVS}) \quad (1)$$

Par construction, cette méthode respecte les liens entre les séries brutes. Elle constraint le modèle sous-jacent à la désaisonnalisation à être additif. En pratique, c'est dans tous les cas le modèle retenu sur les flux nets.

Par ailleurs, l'utilisation de l'analyse spectrale et des tests de bruit blanc montre que les corrections n'ont pas un profil saisonnier (cf. Maurin, 2002). Ainsi, la mise à jour des stocks CVS requiert uniquement celle des données brutes et des flux CVS.

<sup>30</sup> Rappelons que du fait de divers effets (reclassements, change, périmètre...) les flux nets ne sont pas égaux aux variations d'encours en statistique monétaire.

- La méthode indirecte est utilisée pour ajuster les agrégats, “*bottom-up*”<sup>31</sup>. Cependant, l’intérêt étant de calculer des indicateurs pertinents pour la politique monétaire, l’étude n’est pas réalisée au niveau le plus désagrégé possible. Par exemple, les ressources monétaires des IFM sont désaisonnalisées directement, alors qu’elles sont constituées de plusieurs composantes.
- TRAMO<sup>32</sup> est utilisé afin de corriger les séries originelles des effets calendaires (jours ouvrables, effet Pâques, année bissextile) et des points extrêmes. De plus, une recherche est menée afin de comprendre l’origine, économique ou statistique, des corrections.
- La désaisonnalisation proprement dite est réalisée sur la même série brute filtrée par TRAMO, en utilisant simultanément SEATS et X12. La série CVS publiée est celle qui, dans l’étude de la politique de révision, optimise les critères retenus (cf. infra). Certaines séries CVS publiées sont donc calculées à partir de SEATS et d’autres à partir de X12. Cependant les deux méthodes sont utilisées en parallèle car la présence d’un écart important peut révéler une erreur.
- La politique de révision est contingente à chaque série.

### 2.1.2 La conception de la chaîne de production

La méthodologie exposée implique la mise en place d’une chaîne de production qui va de l’extraction à l’alimentation. DEMETRA, une interface sous Windows des versions DOS de X12 et TRAMO-SEATS, est utilisée pour la phase d’estimation des données CVS. Plusieurs macros SAS sont développées pour assurer un ensemble de fonctionnalités en amont et en aval de la désaisonnalisation au sens strict : extraire les séries, les étudier, construire les séries brutes corrigées, alimenter DEMETRA, constituer les stocks CVS, calculer les taux de croissance CVS, et analyser les résultats.

La chaîne de production s’articule autour de programmes SAS et de données stockées dans des fichiers Excel :

- En entrée, deux programmes SAS permettent d’alimenter les fichiers de données utilisés dans Demetra (pour la désaisonnalisation avec SEATS ou avec X12).
- En sortie, un troisième programme réalise deux ensembles de tâches :
  - il reconstitue les encours CVS à partir des flux nets CVS, calcule des taux de croissance annuels cvs (mensuels, mensuels annualisés, trimestriels annualisés, semestriels annualisés et annuels), convertit et stocke les résultats dans des fichiers Excel.
  - il alimente un fichier de graphiques permettant de contrôler les résultats obtenus (impact des corrections préalables, estimation des densités spectrales, suivi de l’évolution de la saisonnalité, comparaison des encours reconstitués). Le fichier GRAPHE.xls constitue ainsi une sorte de tableau de bord, actualisé semestriellement afin de réaliser une publication relative à la qualité des données CVS publiées.

Cette chaîne de production présente trois avantages :

- Elle est conçue pour être adaptable à un autre champ de données. Moyennant un investissement réduit (reparamétrage de macros variables), elle permet de produire des résultats dont la présentation est standardisée (nom des fichiers, des variables et localisation des fichiers dans les répertoires, représentations graphiques).

---

<sup>31</sup> En pratique, pour M3, les deux calculs sont effectués : par la méthode directe et par la méthode indirecte, à partir de la somme des composantes CVS.

<sup>32</sup> “Time series Regression with Arima Noise Missing observations and Outliers”.

- Compte tenu des liens dynamiques existant entre les fichiers, les influences, en aval (sur les taux de croissance mensuels cvs par exemple), d'une modification dans la partie TRAMO peuvent être aisément analysées.
- Chaque mois, la production des séries se résume à l'exécution de la requête d'extraction et à la mise à jour des deux dossiers DEMETRA. Le contrôle des résultats obtenus est facilité par l'actualisation d'un fichier graphique.

## 2.2 Détermination de la politique de révision des données publiées

Les composantes saisonnières, et donc les données corrigées des variations saisonnières (CVS), ne sont que des estimations. En effet, les filtres symétriques utilisés pour estimer les séries cvs nécessitent de prévoir les valeurs brutes aux extrémités de chaque série. Ainsi, chaque fois qu'une nouvelle observation est enregistrée dans la série, sa substitution à la valeur antérieurement prévue et la réalisation de nouvelles prévisions modifie les données CVS, et pas seulement la dernière donnée publiée. De plus, les données brutes et le modèle utilisé peuvent également faire l'objet de révisions.

Il est donc important de définir une politique de révision dans le contexte des publications récurrentes de données CVS. La recherche des révisions les plus faibles semble en effet être un critère pertinent pour juger de la qualité des données CVS.

La politique de révision se définit comme le processus utilisé pour mettre à jour les estimations des données cvs publiées. En conséquence, la fréquence des révisions est déterminée par la politique de révision des données CVS. Mais l'intensité des révisions dépend aussi de la qualité des prévisions réalisées afin de prolonger les séries en fin de période. Puisqu'il est probable que la qualité des prévisions augmente après la fréquence de mise à jour du modèle sous-jacent, il existe un arbitrage entre le coût des révisions et la qualité des données publiées.

L'intérêt d'une étude préalable provient justement de cet arbitrage. Celui-ci doit être considéré individuellement, au niveau de chaque série dotée d'une dynamique propre<sup>33</sup>. Cette démarche empirique est menée pour les deux méthodes de désaisonnaliation utilisées : X12 et SEATS. Afin de se concentrer sur les filtres de désaisonnaliation, ces méthodes sont appliquées à la même série, la série des flux nets corrigée des effets extrêmes et calendaires estimés avec TRAMO.

Le premier paragraphe présente la relation entre le modèle ARIMA utilisé pour prévoir la série et la série CVS estimée<sup>34</sup>. Le second paragraphe compare vingt politiques de révision, pour chaque méthode et chaque série. Nous concluons ensuite sur la politique optimale de révision.

### 2.2.1 Le processus théorique de révision

Nous n'étudions ici qu'une seule source de révision. Celle provenant de la substitution de la valeur observée à la valeur antérieurement prévue. En faisant l'hypothèse de coefficients fixes et connus dans le modèle Sarima, on peut alors calculer la variance théorique des révisions associées.

Considérons une série temporelle,  $y_t$ , réalisation de deux composantes, une saisonnière  $s_t$ , et une non saisonnière  $n_t$ <sup>35</sup>, ces deux séries étant non corrélées :

$$y_t = s_t + n_t \quad (2)$$

---

<sup>33</sup> Ainsi, dans sa production de séries CVS, la BCE applique une politique de révision différente pour les OPCVM monétaires.

<sup>34</sup> Ce paragraphe pouvant faire l'objet d'une étude spécifique, il n'est développé ici que pour éclairer le propos développé ensuite. Ainsi, bien qu'il soit possible, le calcul de la variance théorique de la révision n'est pas réalisé.

<sup>35</sup> Dans l'étude qui suit, les effets calendaires et les effets extrêmes sont retirés des séries, en utilisant TRAMO. Ainsi, l'espérance de chaque composante est nulle.

Dans SEATS ou X-12, la composante saisonnière est estimée en appliquant à la série brute ( $y_t$ ) un filtre symétrique tronqué<sup>36</sup> à l'ordre  $p$ , noté  $\Theta$ . Supposons pour simplifier que ce filtre demeure invariant dans le temps<sup>37</sup>. On note  $B$  l'opérateur retard, et  $F$  son inverse, l'opérateur « avance ».

$$\hat{s}_t = \Theta(B)y_t \quad \text{avec } \Theta \text{ filtre bilatéral:} \quad (3)$$

$$\Theta(B) = w_p B^p + \dots + w_1 B + w_0 + w_1 F + \dots + w_p F^p$$

Pour simplifier, supposons que ( $y_t$ ) soit stationnaire. La décomposition de Wold nous permet d'exprimer  $y_t$  comme une moyenne mobile infinie:

$$y_t = \psi(B)\varepsilon_t \quad \text{avec } (\varepsilon_t) \text{ bruit-blanc} \quad (4)$$

En substituant (4) dans (3), on obtient :

$$\hat{s}_t = \Theta(B)\psi(B)\varepsilon_t = \chi(B) = \sum_{j=-\infty}^{-1} \chi_j B^j + \chi_0 + \sum_{j=1}^{\infty} \chi_j F^j \quad (5)$$

Puisque  $E_t [\varepsilon_{t+1}] = 0$ ,  $E_{t+h} [\varepsilon_{t+h}] = \varepsilon_{t+h}$  si  $h < p + 1$  et 0 si  $h > p$ , la composante saisonnière en  $t$ ,  $s_t$ , estimée à la période  $(t+h)$ , peut être calculée en utilisant (5):

$$E_{t+h} [s_t] = \hat{s}_{t|t+h} = E_{t+h} \left[ \left( \sum_{j=-\infty}^{-1} \chi_j B^j + \chi_0 + \sum_{j=1}^{\infty} \chi_j F^j \right) \varepsilon_t \right] = \left( \sum_{j=-\infty}^{-1} \chi_j B^j + \chi_0 + \sum_{j=1}^h \chi_j F^j \right) \varepsilon_t = \chi^h(B)\varepsilon_t \quad (6)$$

A partir de (6), on peut exprimer la variation de la composante saisonnière estimée pour  $t$  entre deux estimations successives, entre l'estimation réalisée  $h$  périodes après et celle réalisée  $(h-1)$  périodes après,  $REV_{t,t+h}$ :

$$REV_{t,h-1,h} = \hat{s}_{t|t+h} - \hat{s}_{t|t+h-1} = \chi_h \varepsilon_{t+h} \quad (7)$$

En généralisant, on peut exprimer la différence entre la première estimation de la composante saisonnière et celle réalisée  $h$  périodes après, comme une moyenne mobile des innovations successives:

$$REV_{t,h} = \hat{s}_{t|t+h} - \hat{s}_{t|t} = \sum_{i=1}^h \chi_i \varepsilon_{t+i} \quad (8)$$

Cette présentation implique que le processus de révision possède une dynamique stationnaire qui se déduit des caractéristiques du modèle retenu pour la série brute. Il est donc possible de calculer la variance théorique des révisions entraînées par la substitution des valeurs enregistrées aux valeurs prévues et par la mise à jour des prévisions. Par ailleurs, on dispose également (cf. la méthodologie présentée ci-dessous) de la variance empirique des révisions obtenue en tenant compte de toutes les modifications possibles (changement de modèle, mise à jour des coefficients estimés, non linéarité des filtres...). Par cette approche, il est alors possible de quantifier les parts de variance respectives des révisions strictement imputables au modèle retenu, décrites par l'équation (7) ou (8), et des révisions liées aux autres facteurs, par définition difficilement modélisables. Cette approche n'est pas poursuivie dans ce papier, et pourra faire l'objet de travaux ultérieurs.

<sup>36</sup> Le filtre théorique est en effet infini.

<sup>37</sup> Cette hypothèse est très vraisemblable pour SEATS. Pour X12, elle néglige la dépendance induite par la correction automatique des points extrêmes.

## 2.2.2 Les vingt politiques de révision simulées

Les données cvs peuvent être mises à jour chaque année, chaque semestre, chaque trimestre ou chaque mois. Pour SEATS, le résultat obtenu dépend de quatre processus : la détermination de la série brute corrigée (sélection des points extrêmes et estimation des effets déterministes), l'identification du modèle ARIMA, l'estimation de ses coefficients et la réalisation des prévisions. Pour X12, la mise à jour des paramètres des filtres utilisés (afin d'extraire la tendance et la saisonnalité) est un autre processus. Afin de comparer les deux méthodes sur une même base, cette paramétrisation est laissée libre d'évoluer automatiquement, le filtre étant choisi à l'intérieur de X12. En effet, les paramètres de SEATS sont gérés automatiquement et ne peuvent être bloqués.

La fréquence de rafraîchissement de chaque processus peut prendre les valeurs : a (annuelle), s (semestrielle), t (trimestrielle), et i (instantanée donc mensuelle). Les fréquences ne sont pas indépendantes : l'identification doit être moins fréquente que l'estimation qui doit être moins fréquente que la mise à jour des prévisions.

$$X_{tetu,t} = f(\text{corrections}_{.,t1}, \text{mod. identifié}_{.,t2}, \text{Coefficients estimés}_{.,t3}, \text{Prévisions réalisées}_{.,t4})$$

On a  $T_{p4} \geq T_{p3} \geq T_{p2} \geq T_{p1}$

En combinant ces possibilités (sur la fréquence d'activation et le processus concerné), on obtient vingt séquences de révision différentes (cf. tableau ci-dessous). Ces séquences sont simulées dans l'analyse<sup>38</sup>.

Séquence	Identification	Estimation	Prévision
1	mensuel	mensuel	mensuel
2	trimestriel	mensuel	mensuel
3	trimestriel	trimestriel	mensuel
4	trimestriel	trimestriel	trimestriel
5	semestriel	mensuel	mensuel
6	semestriel	trimestriel	mensuel
7	semestriel	semestriel	mensuel
8	semestriel	trimestriel	trimestriel
9	semestriel	semestriel	trimestriel
10	semestriel	semestriel	semestriel
11	annuel	mensuel	mensuel
12	annuel	trimestriel	mensuel
13	annuel	semestriel	mensuel
14	annuel	annuel	mensuel
15	annuel	trimestriel	trimestriel
16	annuel	semestriel	trimestriel
17	annuel	annuel	trimestriel
18	annuel	semestriel	semestriel
19	annuel	annuel	semestriel
20	annuel	annuel	annuel

(\*) : Annuel en décembre, semestriel en décembre et juin, trimestriel en décembre, mars, juin et septembre.

**Tableau 1 - Description des 20 séquences utilisées : fréquence de mise à jour (\*)**

L'étude se fonde sur l'incrémentation de l'échantillon pendant deux ans, sur une période débutant en décembre 1998 et s'achevant en décembre 2000. La série temporelle utilisée est corrigée des effets calendaires et points extrêmes<sup>39</sup>. Mois après mois, une nouvelle observation est ajoutée, et une nouvelle donnée cvs est obtenue, en fonction de la séquence de révision étudiée.

<sup>38</sup> Du fait d'un bug dans Demetra 2.0, il est impossible d'obtenir les composantes saisonnières prévues en utilisant X12. Ainsi, les résultats des politiques 4, 8-9-10, et 15-16-17-18-19-20 ne sont pas disponibles.

<sup>39</sup> Ces effets sont estimés sur la totalité de la période disponible, comme exposé plus haut.

On admet que la valeur finale de la série cvs est celle obtenue à partir de tout l'échantillon disponible, jusqu'en février 2003. Pour chaque date entre décembre 1998 et décembre 2000, la différence entre les valeurs obtenues à différentes dates d'expiration et la valeur cvs finale constitue une révision, et peut donc être assimilée à une erreur de prévision. Ainsi, nous pouvons comparer les différentes politiques de révisions à partir d'indicateurs statistiques calculés à partir des révisions simulées.

### 2.2.3 Le classement des politiques révision

Deux interrogations semblent essentielles pour classer les vingt politiques de révision : Quelle confiance accorder à la première publication de la donnée cvs ? Quelle est la vitesse de convergence vers la valeur finale ? Pour répondre à ces deux interrogations, plusieurs indicateurs sont calculés pour comparer les vingt séries temporelles obtenues pour chaque date terminale.

La série désaisonnalisée est celle des flux nets. Une fois les flux nets cvs estimés, les encours cvs peuvent être calculés en utilisant l'équation (1) et le taux de croissance mensuel cvs peut être calculé<sup>40</sup>. Puisqu'il s'agit de la variable la plus observée dans la conduite à court terme de la politique monétaire, l'impact des révisions sera calculé sur cette variable. Portant sur des taux de croissance, les révisions sont considérées en termes absolus et non relativement à la valeur finale : elles sont représentées en points de base.

Dans un premier temps, pour chaque échéance (mois après mois, de décembre 1998 à décembre 2000), pour chaque séquence et pour les deux méthodes utilisées, les statistiques sont calculées, pour chaque série étudiée. On obtient ainsi quatorze tableaux, un par série, de vingt lignes, une par séquence. Dans un second temps, les statistiques relatives à différentes échéances sont agrégées.

Dans la présentation des statistiques de révision,  $x_{i,k}$  est la valeur CVS :  $i$  représente la date observée, celle sur laquelle la valeur cvs est calculée, et  $k$  représente la date de la publication ( $k \geq i$ ). Ainsi,  $i$  varie de 1 à 25 (de décembre 1998 à décembre 2000) et  $k$  varie de  $i$  à 25. Pour chaque échéance observée,  $i$ , une valeur de chaque statistique est calculée.

#### 2.2.3.1 Statistiques de révision

$R_{i,k}$  est la révision de la donnée CVS portant sur la date d'observation  $i$ , soit la différence entre la publication réalisée en  $k$  et la publication antérieure :

$$r_{i,k} = x_{i,k} - x_{i,k-1}$$

- Révision Absolue Totale, TAR :

Cette statistique simple donne une indication sur l'information contenue dans la première publication de la valeur cvs. Elle calcule le montant absolu total de révision entre la première publication,  $x_{i,i}$  et la dernière,  $x_{i,T}$ , évaluée en utilisant toutes les données jusqu'en février 2003.

$$TAR_i = |x_{i,i} - x_{i,T}|$$

- Médiane de la Révision Absolue, MEDAR :

$$MEDAR_i = Me\{|r_{i,i+1}|, |r_{i,i+2}|, \dots, |r_{i,25}|\}$$

---

<sup>40</sup> Rappelons que le taux de croissance mensuel est égal au flux de la période courante rapporté à l'encours en fin de période précédente. En présence de corrections, il diffère de la variation relative d'encours.

- Moyenne de la Révision Absolue, MAR :

$$MAR_i = \frac{1}{25-i} \sum_{k=i+1}^{25} |r_{i,k}|$$

- Racine de la Révision Quadratique Moyenne, RMSR :

$$RMSR_i = \sqrt{\frac{1}{25-i} \sum_{k=i+1}^{25} r_{i,k}^2}$$

Toutes ces statistiques ont la même unité. Dans les tableaux, elles sont exprimées en points de base. Bien que les trois dernières statistiques soient similaires, MEDAR est la plus robuste car elle est moins sensible aux valeurs extrêmes. Par rapport à MAR ou RMSR, l'importance des révisions relativement fortes ou faibles est diminuée.

### 2.2.3.2 Statistiques de convergence

Soit  $Sh$  la part relative de la  $k^{\text{ième}}$  révision:

$$Sh_{i,k} = \frac{r_{i,k}^2}{\sum_{j=i+1}^{25} r_{i,j}^2}$$

On peut supposer que  $Sh$  décroît de façon monotone, les révisions importantes apparaissant au début. En fait, cette hypothèse se fonde implicitement sur une séquence d'actualisation mensuelle de tous les processus, la séquence 1. Cependant, dans les dix-neuf autres, l'activation discontinue de certains processus (tel que l'estimation des coefficients chaque semestre) peut conduire à une forte concentration des révisions à cette période, et remettre en cause cette supposition. Ainsi, une meilleure indication est fournie par la vitesse de convergence. Deux ensembles de critères peuvent alors être utilisés :

- La part cumulée des révisions : d75 et d90

$$F_{i,k} = \sum_{j=i+1}^k Sh_{i,j}$$

$F$  est la fonction de répartition du carré des révisions. Elle représente la part de toutes les révisions réalisées depuis la première publication. En utilisant  $F$ , on peut calculer le délai, en mois depuis la première publication, à partir duquel 75% et 90% du total des révisions a été réalisé: d75 et d90. Plus ce délai est court et plus la séquence converge rapidement. La différence entre les deux valeurs fournit une indication sur la répartition des révisions en fonction à l'approche de la valeur finale.

Ces statistiques sont exprimées en mois écoulés depuis la première publication.

- Convergence moyenne, MC :

$$MC_i = \sqrt{\frac{1}{25-(i+1)} \sum_{j=i+2}^{25} Sh_{i,j}^2}$$

Cette statistique permet de dissocier les séquences qui conduisent à des révisions limitées, pour lesquelles MC est faible, et celles qui entraînent quelques révisions substantielles.

- Souplesse de la convergence, SC :

$$SC_i = \sqrt{\frac{1}{25-(i+1)} \sum_{j=i+2}^{25} (Sh_{i,j} - \bar{Sh}_{i,j})^2}$$

Cette statistique correspond à l'écart type de la part de la révision. Plus elle est élevée, plus la courbe de la part des révisions est pentue, et plus rapide est la convergence vers la valeur finale.

On note que MC et SC sont compris entre 0 et 1.

### 2.2.3.3 Agrégation des critères selon les mois observés

Afin de prendre en compte toute l'information disponible, les critères sont agrégés sur les douze premiers mois observés. Le nombre de révisions disponibles est ainsi supérieur à 12, compris entre 12 et 24. Etant donnée la nature des statistiques, chacune est pondérée par le nombre de révisions qui l'affectent, excepté pour TAR.

Pour les vingt séquences, les résultats sont représentés dans les tableaux de l'annexe 1, chacun portant sur une série. Concernant d75 et d90, lorsque sur au moins une des douze échéances observées, la part correspondante n'est pas atteinte en décembre 2000, l'agrégation comprenant une valeur manquante, n'aurait aucune signification relativement aux autres. Ainsi, dans ce cas, les résultats ne sont pas reportés.

### 2.2.4 Les résultats obtenus

Les séries monétaires considérées sont les principales composantes du bilan des IFM français. Certaines sont utilisées dans la publication STAT INFO « Les agrégats monétaires France ». Du côté du passif, l'étude porte sur huit séries : les dépôts à vue (DAV), les dépôts à terme de moins de deux ans (DAT), les dépôts avec un préavis inférieur à trois mois (DAP), les titres d'OPCVM monétaires (OPCVM), les titres pris en pension (PENS), les titres autres que les actions (TAA), la contribution française à M3 (M30) et les ressources non monétaires (RNM). Du côté de l'actif, seule la série du crédit au secteur privé (A20) est retenue.

Afin de permettre une analyse plus fine de l'évolution conjoncturelle des crédits, une décomposition des crédits des IFM français aux résidents français est considérée. Les séries de crédit étudiées sont celles utilisées dans la publication STAT INFO « Les crédits France » : le crédit aux sociétés (SOC), aux ménages (MEN), à la clientèle financière (CFI), aux sociétés d'assurance (ASS) et aux administrations privées (ADM). Pour les sociétés, la série est désaggrégée en crédit de trésorerie (TR) et en crédit d'investissement (INV). Pour les ménages, la série est décomposée en crédit de trésorerie (TR) et en crédit à l'habitat (HA).

Au total, 19 séries sont considérées, sur la période allant de mars 1993 à octobre 2002. En effet, bien que certaines séries d'encours soient disponibles depuis décembre 1977, les flux nets ne sont calculés que depuis mars 1993. Or, comme on l'a exposé plus haut, la méthodologie retenue pour la désaisonnalisation se base justement sur les flux nets.

Nous passons maintenant à l'analyse des statistiques calculées, en commençant en premier lieu les tableaux de l'annexe 1.

- Globalement, la sensibilité des données publiées à la politique mise en œuvre est bien plus grande dans le cas d'une désaisonnalisation par SEATS que dans le cas de d'une désaisonnalisation par X12. Cela s'explique par le rôle central joué par le modèle SARIMA dans SEATS. Pour X12, ce rôle est réduit au prolongement des séries aux extrémités de l'échantillon.
- Dans la majorité des cas, la révision absolue totale (TAR) la plus faible n'est pas obtenue en appliquant la politique 1, celle qui active les trois processus chaque mois. Ce constat est assez flagrant sur les séries DAP, OPCVM\_MO, SOC\_IN, et SOC\_TR. Mais il apparaît aussi, moins fortement, pour beaucoup

d'autres séries. En fait, au regard de ce critère, la politique 1 n'est optimale que pour trois séries : PENSIONS, RNM et MEN\_HA.

Ce résultat peut être expliqué par le fait que le changement de modèle identifié suite à un nouveau point enregistré peut, a posteriori, n'apparaître que transitoire. Ainsi, quelques mois plus tard, le modèle identifié par SEATS peut renvoyer au modèle originel. Dans ce cas, rétrospectivement, le changement de modèle n'est pas justifié. Une activation moins fréquente du processus d'identification est alors préférable (ainsi, les séquences 11 à 14, pour lesquelles le modèle est réidentifié tous les mois, produisent de meilleurs résultats).

- Un résultat frappant porte sur l'utilisation des coefficients saisonniers projetés. Qu'ils soient utilisés sur un trimestre (dans le cas de la mise à jour trimestrielle des prévisions, politiques 4, 8, 9, 15, 16, 17), sur un semestre (politiques 10, 18, 19) ou sur l'année (politique 20), ils conduisent à une forte augmentation du montant total de la révision (TAR). Dans beaucoup de cas, les trois quarts du montant des révisions ne sont pas atteints au terme de 12 mois.
- Comparons les séquences 2 et 3, puis 5 à 7, et 11 à 14, séquences pour lesquelles les coefficients sont estimés à différentes fréquences, alors que les prévisions sont mises à jour tous les mois. Il apparaît que la réestimation des coefficients n'induit pas une amélioration notable, que ce soit au regard de la stabilité des données publiées, ou de la vitesse de convergence.
- Pour M30, les critères de montant de chaque révision et ceux de vitesse de convergence renvoient à deux ensembles de politiques différents. Ainsi, dans le cas où l'on recherche à minimiser l'erreur contenue dans la première publication de donnée cvs, l'identification annuelle est préférable. Dans le cas où l'on désire converger le plus rapidement possible, il est préférable d'identifier le modèle tous les trimestres. Cette politique permet d'avoir réalisé 90 % des révisions au terme de 8 mois.  
Après un examen détaillé des modèles identifiés automatiquement au fur et à mesure qu'une nouvelle observation est introduite, trois structures sont estimées sur la période allant de 1998:12 à 2000:12<sup>41</sup>.
- Les tableaux soulignent l'existence d'un arbitrage entre la vitesse de révision et le montant des révisions. Pour chaque série, indépendamment de la statistique choisie pour représenter le montant des révisions (TAR, MAR or RMSR) et celle choisie pour approcher la convergence (MC ou SC), une relation croissante apparaît. Ainsi, les fortes révisions sont associées à une convergence plus rapide en termes absolus.
- Les valeurs associées à d75 et d90 (nombre de mois à partir duquel 75% ou 90% des révisions est accomplis) montrent que dans beaucoup de cas, le processus de convergence est assez lent, lorsque les politiques sont considérées globalement.  
Cependant, en appliquant la politique optimale, il est assez fréquent que 75 % des révisions soient réalisées dans l'année qui suit la première publication. C'est le cas pour les DAP, OPCVM\_MO, M30, A20, SOC, SOC\_IN, SOC\_TR, MEN, MEN, et MEN\_HA et MEN\_TR. De ce point de vue, le choix raisonné de la politique de révision améliore sensiblement la qualité des CVS.
- Dans de nombreux cas, l'utilisation de X12 permet d'obtenir une meilleure estimation initiale – le montant total des révisions étant inférieur, TAR – mais au prix d'une convergence moins rapide – les valeurs de d75 et d90 étant supérieures pour DAP, M3, SOC\_INV -.
- Dans tous les cas, les politiques optimales sont les politiques 5 à 7 ou 11 à 14 : une identification semestrielle ou annuelle, et une mise à jour mensuelle des prévisions.

---

<sup>41</sup> (0 1 1) (0 1 1), (3 0 0) (1 0 0) et (0 0 0) (1 0 0).

La minimisation des statistiques de montant de révision et la maximisation des statistiques relatives à la convergence nous permettent de déterminer la politique optimale pour chaque série. Ces choix sont synthétisés dans le tableau 2 ci-après.

	Méthode	Identification	Estimation	Prévision
DAV	SEATS	Annuelle	Trimestrielle, semestrielle ou annuelle	Mensuelle
DAP	X12	Semestrielle	Trimestrielle ou semestrielles	Mensuelle
PENSIONS	SEATS	Annuelle	Mensuelle	Mensuelle
OPCVM_MO	SEATS	Semestrielle	Mensuelle	Mensuelle
RNM	SEATS	Semestrielle	Trimestrielle	Mensuelle
A20	SEATS	Annuelle	Mensuelle	Mensuelle
SOC	SEATS	Annuelle	Mensuelle, trimestrielle ou semestrielles	Mensuelle
SOC_IN	X12	Annuelle	Trimestrielle	Mensuelle
SOC_TR	SEATS	Semestrielle	Mensuelle	Mensuelle
MEN_HA	SEATS	Semestrielle	Mensuelle	Mensuelle
MEN_TR	SEATS	Annuelle	Annuelle	Mensuelle
M30	X12	Semestrielle	Mensuelle	Mensuelle
MEN	SEATS	Annuelle	Trimestrielle	Mensuelle
SOC	SEATS	Annuelle	Mensuelle, trimestrielle ou semestrielles	Mensuelle

**Tableau 2 – Politique de révision optimale pour chaque série**

Les graphiques des annexes 2 et 3 représentent les estimations successives, mois après mois, du taux de croissance mensuel CVS de chaque agrégat en décembre 1998 (annexe 2a) et mars 1999 (annexe 2b). Ainsi, l'axe horizontal indique le nombre de mois écoulés depuis la première estimation, lorsque le taux de croissance mensuel brut a été calculé. Il s'échelonne donc entre 0 et 24 ou entre 0 et 21. La ligne en pointillé indique la valeur « finale » estimée en intégrant toutes les données disponibles jusqu'en février 2003.

Considérés globalement, les graphiques dénotent les faits suivants :

- Pour chaque série, la même échelle est utilisée sur les deux graphes représentant le taux de croissance mensuel CVS, estimés avec SEATS ou avec X12. Ainsi, sur les deux échéances considérées, décembre 1998 et mars 1999, on peut s'apercevoir que les différences dans les valeurs CVS finales sont assez faibles, inférieures à 50 points de base (cas des OPCVM monétaires en mars 99). Par contre, les premières estimations peuvent être sensiblement différentes.
- Dans tous les cas, la politique utilisée est la plus réactive : chaque mois, le modèle Arima sous-jacent est réidentifié, les coefficients sont réestimés et de nouvelles prévisions sont réalisées. Mais dans certains cas, la convergence n'est pas monotone. Comparant SEATS et X12, on peut remarquer que la convergence est plus heurtée avec SEATS. Cela tient au rôle primordial joué par la modélisation SARIMA dans SEATS. Ainsi, un changement de modèle a des conséquences importantes.
- Souvent, un palier est franchi au terme de douze ou vingt-quatre mois. En dehors de cette période, la ré-estimation du modèle ne conduit pas généralement à des modifications importantes. Par contre, la ré-identification du modèle conduit à de fortes variations des données CVS, mais elle n'est souvent que temporaire, annulée quelques mois plus tard, lorsque le modèle identifié automatiquement redevient le modèle antérieur. Cependant, il faut souligner ici que, du fait de la lourdeur des calculs nécessaires, une analyse individuelle préalable au changement de modèle n'a pas été réalisée. Les changements sont automatiquement acceptés même s'ils ne respectent pas tous les tests statistiques basés sur les résidus, si les coefficients estimés ne sont pas significatifs ou proches de un.

- On peut remarquer que non seulement la vitesse de convergence dépend de la série, mais, de façon plus surprenante, elle dépend aussi du mois observé. Ainsi, elle apparaît plus faible en décembre, mois pour lequel la saisonnalité est la plus forte pour beaucoup de statistiques monétaires<sup>42</sup>.
- Si les graphiques de l'annexe 2 soulignent la forte variabilité des estimations portant sur chaque mois, les graphiques de l'annexe 3 rassurent quelque peu sur l'incidence des révisions en moyenne période, lorsqu'elles sont observées sur une année.

## 2.3 Conclusion

Cette étude a dégagé plusieurs critères empiriques afin d'établir la politique de révision optimale. Plusieurs conclusions peuvent être formulées. Premièrement, la politique doit être contingente à chaque série. Deuxièmement, les mises à jour fréquentes du modèle identifié conduisent à de fortes révisions qui n'améliorent pas forcément la qualité des données. Les changements de modèles doivent donc être minutieusement examinés. Troisièmement, la réestimation mensuelle des coefficients n'est pas toujours optimale et n'améliore que marginalement la qualité des CVS. Quatrièmement, l'utilisation des coefficients saisonniers projetés est à exclure car elle conduit à de très fortes révisions. Enfin, l'utilisation de SEATS, outre le fait qu'elle permet de calculer des intervalles de confiance pour les coefficients saisonniers, conduit à de meilleurs résultats dans la plupart des cas (onze séries sur quatorze).

---

<sup>42</sup> À cet égard, il serait intéressant de calculer les corrélations entre la vitesse de convergence et la volatilité des facteurs saisonniers pour les douze mois de l'année.

**Annexe 1**  
**Statistiques relatives aux politiques de révision**  
 (agrégées sur la période allant de décembre 98 à décembre 99)

**DAV: Révision des composantes saisonnières**

SEQ	Avec SEATS							Avec X12						
	TAR	MAR	RMSR	d75	d90	mc	sc	TAR	MAR	RMSR	d75	d90	mc	sc
1	32	7	17			24%	31%	42	9	27			26%	34%
2	30	5	13			26%	35%	35	17	31			23%	29%
3	32	5	13			26%	35%	35	17	31			24%	30%
4	34	5	15			26%	35%							
5	31	4	13			27%	36%	36	8	23			27%	35%
6	33	5	13			26%	35%	36	8	23			28%	35%
7	33	4	13			29%	39%	35	8	24			28%	35%
8	36	4	14			28%	37%							
9	36	5	16			29%	38%							
10	38	3	15			30%	41%							
11	32	7	20			25%	30%	36	8	23			27%	35%
12	32	4	12			28%	36%	36	8	23			28%	35%
13	32	4	12			29%	38%	35	8	24			28%	35%
14	32	4	12			29%	38%	36	8	24			27%	35%
15	36	4	15			28%	36%							
16	36	4	15			27%	36%							
17	36	4	15			27%	36%							
18	38	3	15			30%	41%							
19	38	3	15			30%	40%							
20	39	3	16			34%	41%							

Agrégation des résultats obtenus sur la période allant de Décembre 98 à Novembre 99

**DAP: Révision des composantes saisonnières**

SEQ	Avec SEATS							Avec X12						
	TAR	MAR	RMSR	d75	d90	mc	sc	TAR	MAR	RMSR	d75	d90	mc	sc
1	22	7	18	7	10	24%	32%	13	6	16			20%	23%
2	22	7	17	8	10	20%	25%	13	6	15			21%	22%
3	22	7	17	7	10	19%	23%	13	7	17			18%	17%
4	17	8	23	12		21%	27%							
5	16	7	17	11	12	20%	26%	13	6	15			21%	22%
6	16	7	18	9	12	20%	25%	13	7	17			18%	17%
7	16	7	18	9	12	20%	24%	13	7	17			18%	19%
8	13	6	20	10		24%	31%							
9	13	6	20	9		24%	31%							
10	17	5	23			32%	45%							
11	23	6	15			21%	22%	13	6	15			21%	22%
12	23	6	16			20%	21%	13	7	17			18%	17%
13	23	7	16			20%	21%	13	7	17			18%	19%
14	23	7	16			21%	22%	13	5	13	11	12	19%	20%
15	16	5	19			25%	31%							
16	16	5	19			25%	31%							
17	16	6	19			25%	31%							
18	17	5	23			32%	45%							
19	17	6	23			32%	44%							
20	25	6	28			33%	44%							

Agrégation des résultats obtenus sur la période allant de Décembre 98 à Novembre 99

### PENSIONS : Révision des composantes saisonnières

SEQ	Avec SEATS							Avec X12						
	TAR	MAR	RMSR	d75	d90	mc	sc	TAR	MAR	RMSR	d75	d90	mc	sc
1	19	7	19	13		26%	36%	22	5	17			27%	37%
2	19	6	19	13		28%	39%	22	7	19			26%	36%
3	20	6	19	13		27%	38%	21	7	20			26%	35%
4	26	13	32	13		23%	24%							
5	20	6	15	14		24%	32%	22	6	18			27%	36%
6	20	6	16	13		24%	32%	22	6	19			27%	36%
7	20	6	16			24%	32%	21	6	19			27%	36%
8	26	5	18			28%	38%							
9	28	6	19			28%	38%							
10	26	5	18			31%	42%							
11	20	5	14			26%	29%	22	6	18			27%	36%
12	20	5	14			26%	28%	22	6	19			27%	36%
13	20	5	14			25%	28%	21	6	19			27%	36%
14	20	5	14			25%	28%	21	6	15			24%	27%
15	26	5	17			30%	35%							
16	28	5	18			29%	36%							
17	28	5	18			29%	36%							
18	26	5	18			31%	42%							
19	26	5	18			31%	42%							
20	31	5	20			34%	43%							

Agrégation des résultats obtenus sur la période allant de Decembre 98 à Novembre 99

### OPCVM\_MO : Révision des composantes saisonnières

SEQ	Avec SEATS							Avec X12						
	TAR	MAR	RMSR	d75	d90	mc	sc	TAR	MAR	RMSR	d75	d90	mc	sc
1	57	32	69	10	11	19%	23%	55	12	33	11	12	26%	35%
2	61	22	56	11	12	21%	29%	55	20	43	10	13	24%	32%
3	60	19	51	11	12	22%	30%	56	18	41	10	0	24%	33%
4	78	24	67			24%	29%							
5	50	18	56	9	10	25%	35%	54	17	40	11	13	24%	32%
6	49	18	55	10	13	24%	34%	55	15	38	11	12	25%	34%
7	50	16	51	10	13	24%	34%	56	15	38	11	12	25%	35%
8	67	20	66			26%	34%							
9	68	18	59			26%	33%							
10	78	9	36			31%	40%							
11	51	9	29			26%	29%	54	17	40	11	13	24%	32%
12	53	10	29			26%	29%	55	15	38	11	12	25%	34%
13	54	9	28			29%	31%	56	15	38	11	12	25%	35%
14	54	9	28			28%	31%	54	17	40	11	13	23%	31%
15	72	16	46			23%	27%							
16	73	15	45			23%	28%							
17	73	15	46			24%	29%							
18	78	9	36			31%	40%							
19	77	9	35			31%	40%							
20	75	8	40			34%	40%							

Agrégation des résultats obtenus sur la période allant de Decembre 98 à Novembre 99

### M30: Révision des composantes saisonnières

SEQ	Avec SEATS							Avec X12						
	TAR	MAR	RMSR	d75	d90	mc	sc	TAR	MAR	RMSR	d75	d90	mc	sc
1	32	16	35	10	13	20%	23%	21	5	13	11	12	24%	32%
2	26	9	26	8	10	21%	25%	21	5	14	11	12	24%	33%
3	24	12	34	7	10	22%	26%	24	5	15	10	12	26%	36%
4	40	15	52	7	9	30%	39%							
5	28	9	25	9	10	21%	26%	21	5	14	11	12	25%	33%
6	27	12	30	9	11	19%	23%	24	5	15	10	12	26%	36%
7	28	13	32	8	11	19%	22%	25	5	15	10	12	25%	35%
8	38	12	42	8	10	30%	40%							
9	40	12	41	8	9	29%	36%							
10	41	12	48			31%	41%							
11	21	10	29			25%	32%	21	5	14	11	12	25%	33%
12	20	12	33			23%	29%	24	5	15	10	12	26%	36%
13	21	12	33			23%	29%	25	5	15	10	12	25%	35%
14	21	11	36			27%	37%	25	5	15	11	12	28%	38%
15	36	18	49			26%	35%							
16	39	16	45			27%	35%							
17	39	23	63	7		25%	31%							
18	41	12	48			31%	41%							
19	42	12	48			31%	40%							
20	39	9	48			37%	50%							

Agrégation des résultats obtenus sur la période allant de Decembre 98 à Novembre 99

### RNM : Révision des composantes saisonnières

SEQ	Avec SEATS							Avec X12						
	TAR	MAR	RMSR	d75	d90	mc	sc	TAR	MAR	RMSR	d75	d90	mc	sc
1	19	7	19	13		26%	36%	22	5	17			27%	37%
2	19	6	19	13		28%	39%	22	7	19			26%	36%
3	20	6	19	13		27%	38%	21	7	20			26%	35%
4	26	13	32	13		23%	24%							
5	20	6	15	14		24%	32%	22	6	18			27%	36%
6	20	6	16	13		24%	32%	22	6	19			27%	36%
7	20	6	16			24%	32%	21	6	19			27%	36%
8	26	5	18			28%	38%							
9	28	6	19			28%	38%							
10	26	5	18			31%	42%							
11	20	5	14			26%	29%	22	6	18			27%	36%
12	20	5	14			26%	28%	22	6	19			27%	36%
13	20	5	14			25%	28%	21	6	19			27%	36%
14	20	5	14			25%	28%	21	6	15			24%	27%
15	26	5	17			30%	35%							
16	28	5	18			29%	36%							
17	28	5	18			29%	36%							
18	26	5	18			31%	42%							
19	26	5	18			31%	42%							
20	31	5	20			34%	43%							

Agrégation des résultats obtenus sur la période allant de Décembre 98 à Novembre 99

### A20: Révision des composantes saisonnières

SEQ	Avec SEATS							Avec X12						
	TAR	MAR	RMSR	d75	d90	mc	sc	TAR	MAR	RMSR	d75	d90	mc	sc
1	18	5	11	10	12	23%	32%	20	4	12	10		25%	34%
2	18	4	10	10	11	25%	34%	18	8	18	11		19%	23%
3	18	3	9	10	12	25%	34%	18	8	18	11		19%	24%
4	19	5	15	8		29%	36%							
5	17	4	10	10	11	24%	32%	17	5	14	11		24%	32%
6	17	3	10	10	12	24%	33%	17	5	14	10		24%	31%
7	17	3	10	12	13	25%	36%	17	5	14	11		24%	31%
8	19	3	13	6		31%	40%							
9	19	3	13	7	11	30%	40%							
10	18	3	13			34%	47%							
11	17	4	10	10	11	23%	32%	17	5	14	11		24%	32%
12	17	4	10	10	12	23%	32%	17	5	14	10		24%	31%
13	17	4	11	11	12	24%	34%	17	5	14	11		24%	31%
14	17	4	11			23%	30%	17	5	14	10		24%	31%
15	19	3	13	6	8	31%	41%							
16	19	3	13	8	11	30%	40%							
17	19	4	14			27%	35%							
18	18	3	13			34%	47%							
19	18	3	13			30%	39%							
20	16	3	15			33%	45%							

Agrégation des résultats obtenus sur la période allant de Décembre 98 à Novembre 99

### SOC : Révision des composantes saisonnières

SEQ	Avec SEATS							Avec X12						
	TAR	MAR	RMSR	d75	d90	mc	sc	TAR	MAR	RMSR	d75	d90	mc	sc
1	15	3	12	5	7	26%	33%	23	5	15	12	12	26%	36%
2	15	3	12	5	7	26%	33%	24	7	17	11	13	24%	33%
3	15	3	12	5	7	26%	32%	26	7	18	10	12	25%	35%
4	39	6	28	3	4	35%	48%							
5	14	4	13	6	7	27%	34%	25	6	15	12	13	25%	35%
6	14	4	13	6	7	27%	34%	27	6	16	11	12	26%	37%
7	14	4	13	6	7	27%	34%	28	6	18	10	12	28%	40%
8	38	6	29	5	5	33%	46%							
9	38	6	28	5	5	34%	46%							
10	48	6	29			34%	47%							
11	16	5	15	7	8	27%	35%	25	6	15	12	13	25%	35%
12	16	5	15	7	8	27%	35%	27	6	16	11	12	26%	37%
13	16	5	15	7	8	27%	35%	28	6	18	10	12	28%	40%
14	16	5	15	7	8	27%	35%	24	7	19	11	12	29%	41%
15	42	7	28	5	6	33%	44%							
16	42	7	28	5	6	33%	44%							
17	42	7	28	5	6	32%	44%							
18	48	6	29			34%	47%							
19	48	6	29			34%	47%							
20	54	7	37			38%	54%							

Agrégation des résultats obtenus sur la période allant de Décembre 98 à Novembre 99

### **SOC\_IN : Révision des composantes saisonnières**

SEQ	Avec SEATS							Avec X12						
	TAR	MAR	RMSR	d75	d90	mc	sc	TAR	MAR	RMSR	d75	d90	mc	sc
1	50	27	53	12		18%	21%	24	5	13			25%	33%
2	53	22	46	12		18%	24%	24	7	16			23%	30%
3	47	18	40	12	14	20%	26%	24	7	16			23%	30%
4	40	17	48			23%	30%							
5	57	19	42	11		18%	21%	24	5	14			23%	31%
6	51	17	39			18%	23%	24	6	14			24%	31%
7	43	16	37			18%	22%	24	6	14			23%	31%
8	53	10	38			28%	36%							
9	42	13	42			25%	34%							
10	47	10	45			31%	41%							
11	52	18	40	11		18%	21%	24	5	14			23%	31%
12	49	17	38	12	14	19%	23%	24	6	14			24%	31%
13	53	14	33			19%	23%	24	6	14			23%	31%
14	48	12	29			21%	26%	24	5	14			24%	33%
15	46	12	42	11		27%	38%							
16	51	11	37			27%	35%							
17	46	11	37			26%	35%							
18	47	10	45			31%	41%							
19	46	11	41			29%	37%							
20	42	9	41			33%	41%							

Agrégation des résultats obtenus sur la période allant de Decembre 98 à Novembre 99

### **SOC\_TR : Révision des composantes saisonnières**

SEQ	Avec SEATS							Avec X12						
	TAR	MAR	RMSR	d75	d90	mc	sc	TAR	MAR	RMSR	d75	d90	mc	sc
1	100	88	214	10	12	18%	19%	63	17	44	12	14	23%	29%
2	102	54	155			22%	30%	65	28	60	14		20%	24%
3	101	74	193	12	13	19%	20%	67	28	61	14		20%	25%
4	129	61	178			24%	33%							
5	94	11	40	10	11	31%	40%	67	26	57	14		21%	28%
6	94	18	55	11	12	23%	27%	68	26	58	14		22%	29%
7	94	27	78	9	12	21%	23%	66	27	61	14		22%	28%
8	100	16	69	6	11	33%	45%							
9	128	27	101	7	10	29%	39%							
10	104	15	69			34%	45%							
11	94	11	41			31%	33%	67	26	57	14		21%	28%
12	94	26	66	13	15	20%	24%	68	26	58	14		22%	29%
13	94	35	87	11	14	19%	22%	67	27	61	14		22%	28%
14	94	34	86	11	14	19%	22%	67	27	61	13		22%	29%
15	100	16	70			33%	42%							
16	128	26	101			29%	38%							
17	128	34	108			27%	35%							
18	104	15	69			34%	45%							
19	105	23	79			29%	39%							
20	130	16	73			35%	49%							

Agrégation des résultats obtenus sur la période allant de Decembre 98 à Novembre 99

### **MEN: Révision des composantes saisonnières**

SEQ	Avec SEATS							Avec X12						
	TAR	MAR	RMSR	d75	d90	mc	sc	TAR	MAR	RMSR	d75	d90	mc	sc
1	4	5	12	11	12	22%	25%	5	2	5	12	14	24%	34%
2	4	2	5	11	13	22%	30%	5	3	6	12		20%	26%
3	4	2	5	11	13	25%	33%	5	3	6	12		20%	26%
4	4	2	6	9		26%	35%							
5	4	2	6	10		23%	29%	5	2	5	12		22%	30%
6	4	2	5	9		24%	31%	5	2	5	12		22%	31%
7	4	1	4	12		25%	34%	6	2	5	12		23%	32%
8	3	2	5			26%	36%							
9	3	1	5			28%	38%							
10	4	1	4			30%	41%							
11	3	2	5	11	13	22%	31%	5	2	5	12		22%	30%
12	3	2	5	10	12	25%	33%	5	2	5	12		22%	31%
13	3	1	3	12		25%	35%	6	2	5	12		23%	32%
14	3	1	3	11		26%	37%	5	2	5	12		23%	31%
15	4	2	6			26%	36%							
16	3	1	4			26%	36%							
17	3	1	4			26%	36%							
18	4	1	4			30%	41%							
19	4	1	4			30%	40%							
20	5	1	5			33%	46%							

Agrégation des résultats obtenus sur la période allant de Decembre 98 à Novembre 99

### **MEN\_HA: Révision des composantes saisonnières**

SEQ	Avec SEATS							Avec X12						
	TAR	MAR	RMSR	d75	d90	mc	sc	TAR	MAR	RMSR	d75	d90	mc	sc
1	5	2	5	9	12	21%	26%	6	2	5	12		20%	24%
2	8	2	7	8	10	24%	31%	6	2	5	12		20%	24%
3	7	2	7	9	10	24%	32%	6	2	5	12		20%	24%
4	6	3	8	11		23%	28%							
5	16	4	11	6	8	26%	33%	6	2	5	12		20%	24%
6	15	4	12	6	8	27%	34%	6	2	5	12		20%	24%
7	15	4	13	6	8	27%	34%	5	2	5	11		21%	27%
8	13	4	14			29%	39%							
9	13	4	15			28%	39%							
10	16	3	15	7	9	33%	49%							
11	23	4	12	7	7	28%	38%	6	2	5	12		20%	24%
12	23	4	12	7	8	28%	39%	6	2	5	12		20%	24%
13	22	4	12	7	9	28%	39%	5	2	5	11		21%	27%
14	22	4	12			27%	37%	5	2	6	12		21%	27%
15	18	5	20	5	7	31%	43%							
16	18	5	19	5	8	30%	42%							
17	17	6	19			29%	40%							
18	16	3	15	7	9	33%	49%							
19	16	3	15	7	8	33%	49%							
20	8	2	9			32%	44%							

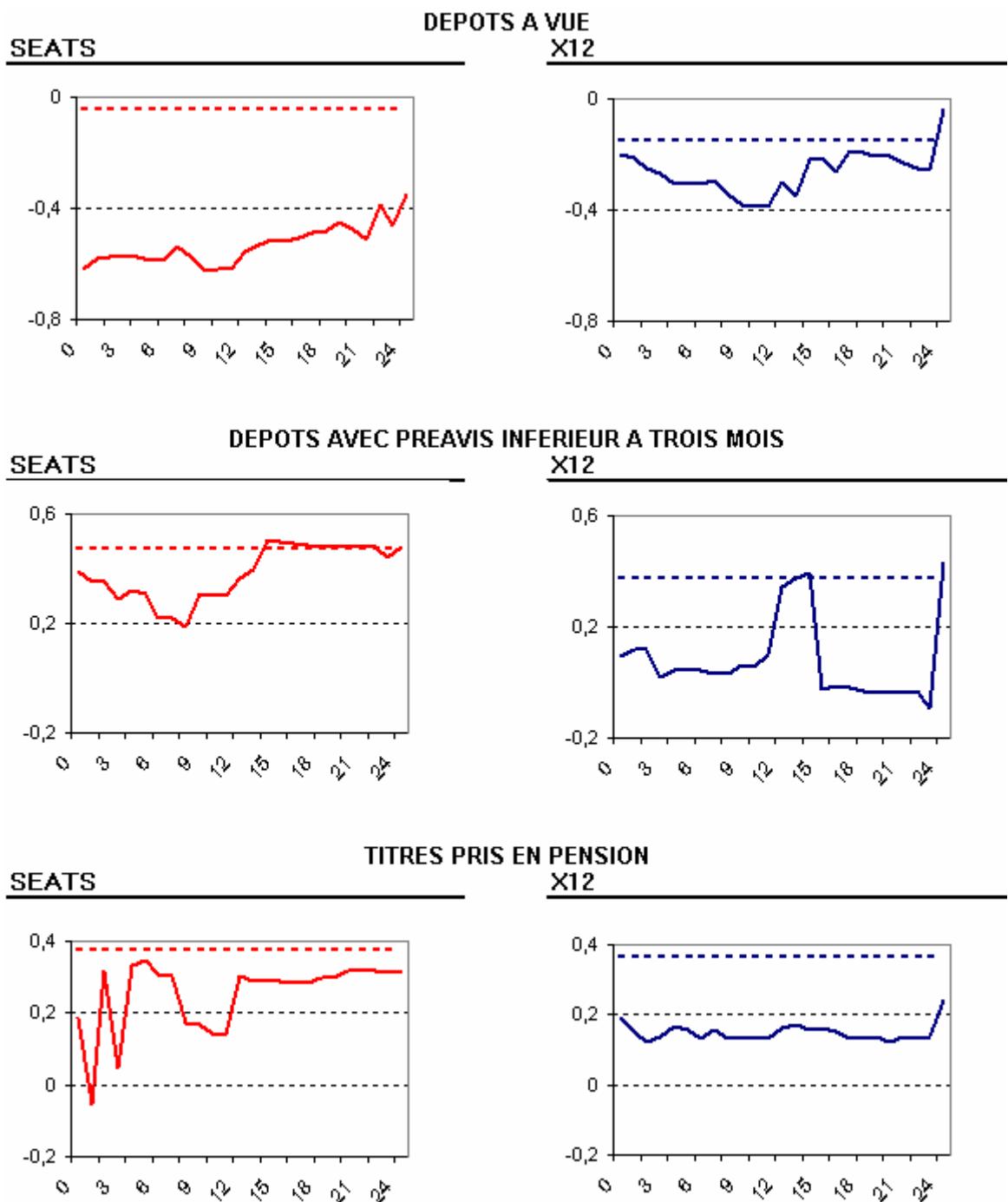
Agrégation des résultats obtenus sur la période allant de Decembre 98 à Novembre 99

### **MEN\_TR: Révision des composantes saisonnières**

SEQ	Avec SEATS							Avec X12						
	TAR	MAR	RMSR	d75	d90	mc	sc	TAR	MAR	RMSR	d75	d90	mc	sc
1	16	29	65	14	15	17%	19%	17	6	15			20%	24%
2	16	20	53			20%	25%	15	7	16			20%	23%
3	15	11	38			26%	36%	15	7	16			19%	22%
4	14	19	54			19%	20%							
5	16	20	52	11		20%	26%	15	6	15			21%	24%
6	15	11	38			26%	36%	15	6	16			20%	24%
7	16	11	36			26%	37%	15	6	16			20%	24%
8	14	10	38			26%	36%							
9	15	10	36			26%	37%							
10	18	8	34			30%	39%							
11	16	19	50			24%	29%	15	6	15			21%	24%
12	15	9	35			30%	39%	15	6	16			20%	24%
13	16	9	33			30%	38%	15	6	16			20%	24%
14	15	8	32			29%	37%	16	6	14			20%	24%
15	14	9	35			30%	38%							
16	15	8	33			29%	37%							
17	15	9	33			28%	35%							
18	18	8	34			30%	39%							
19	18	9	35			30%	38%							
20	19	8	37			32%	41%							

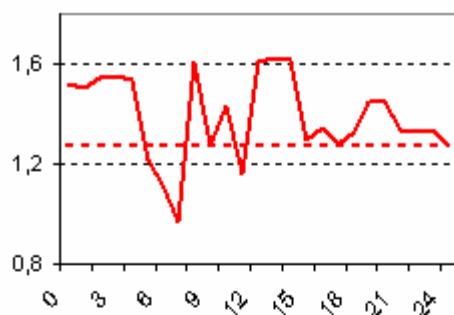
Agrégation des résultats obtenus sur la période allant de Decembre 98 à Novembre 99

**Annexe 2-a**  
**Révisions du taux de croissance mensuel CVS**  
Le cas de décembre 1998  
Séquence 1 (mise à jour complète chaque mois)  
(la ligne en pointillé représente l'estimation finale)

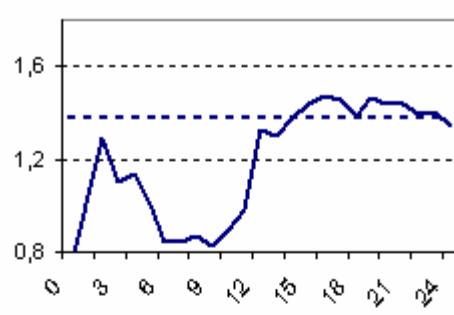


### OPCVM MONETAIRES

SEATS

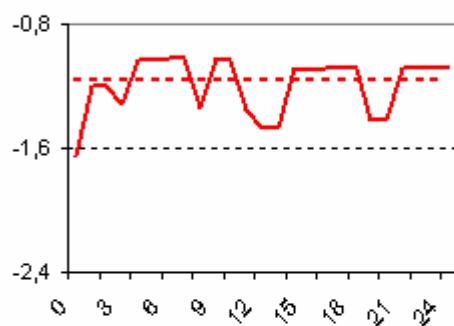


X12

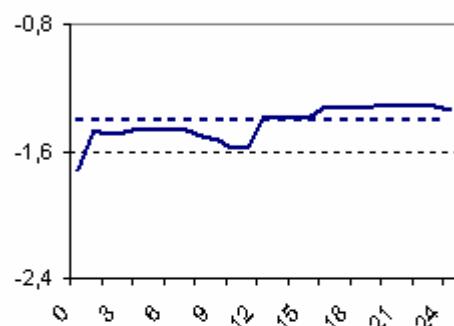


SEATS

M30



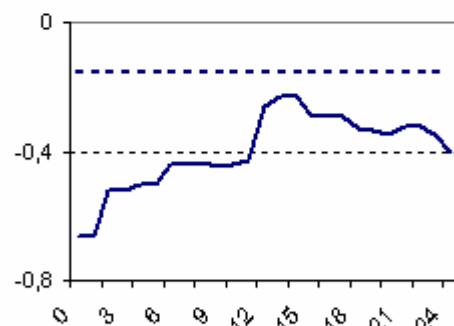
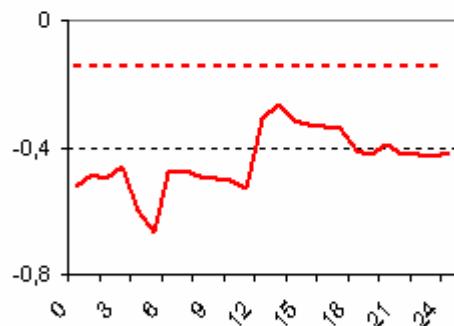
X12



### CREDIT DES IFM AU SECTEUR PRIVE

SEATS

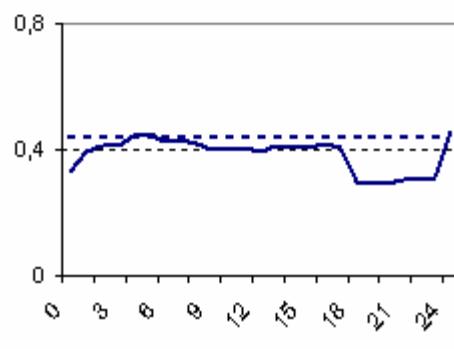
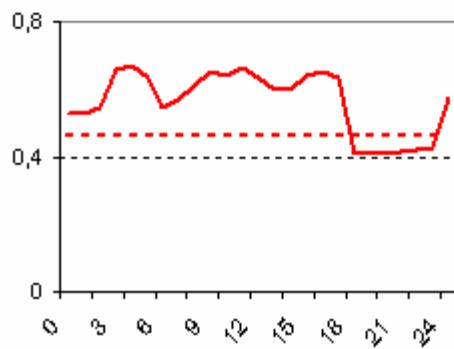
X12

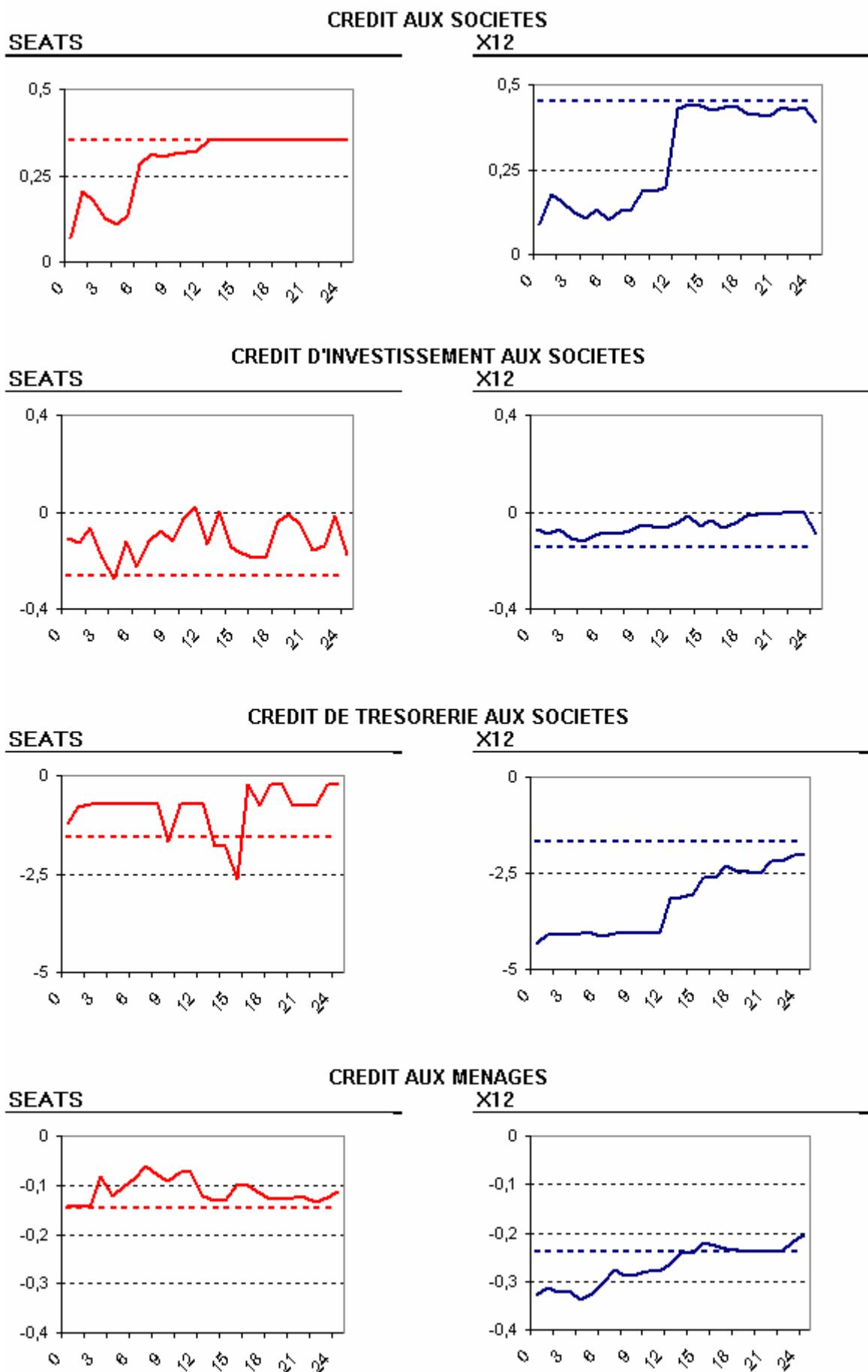


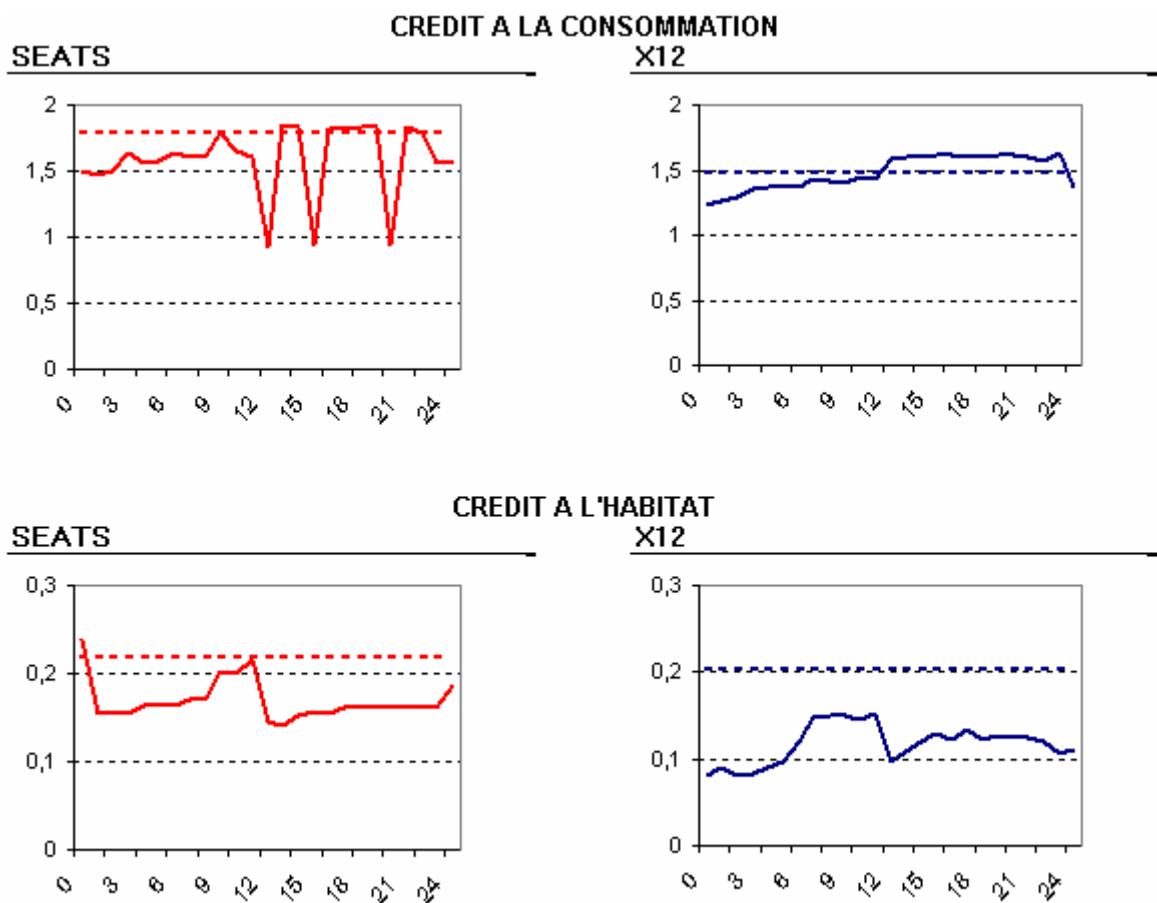
### RESSOURCES NON MONETAIRES

SEATS

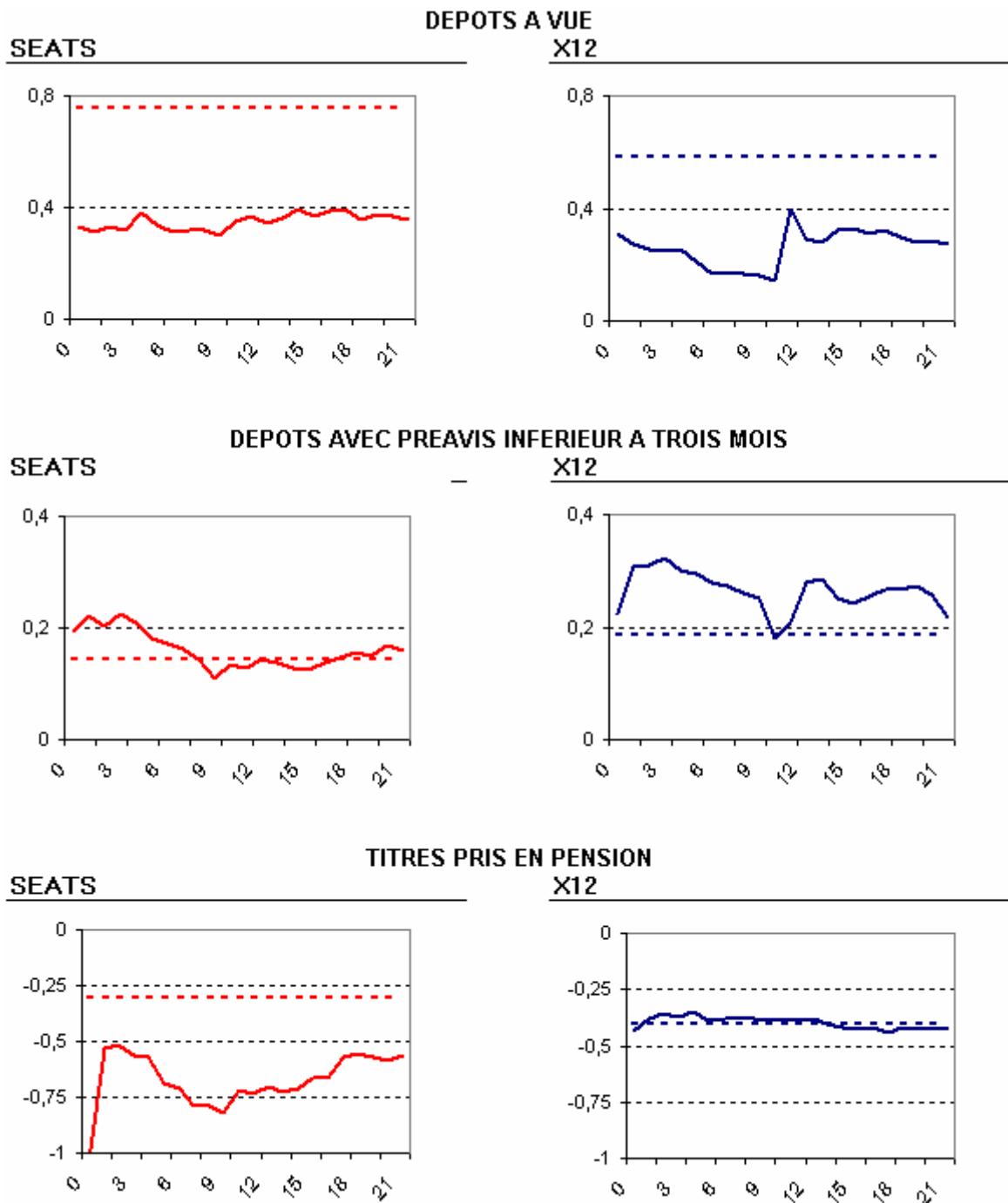
X12





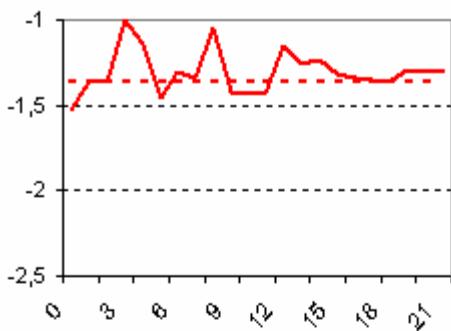


**Annexe 2-b**  
**Révisions du taux de croissance mensuel CVS**  
Le cas de mars 1999  
Séquence 1 (mise à jour complète chaque mois)  
(la ligne en pointillé représente l'estimation finale)

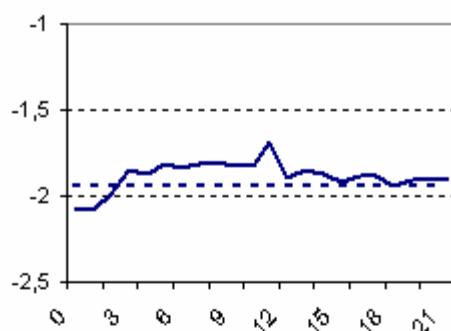


### OPCVM MONETAIRES

SEATS

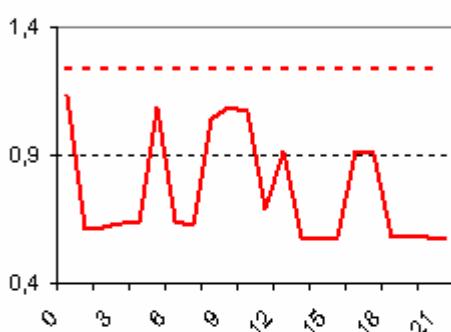


X12

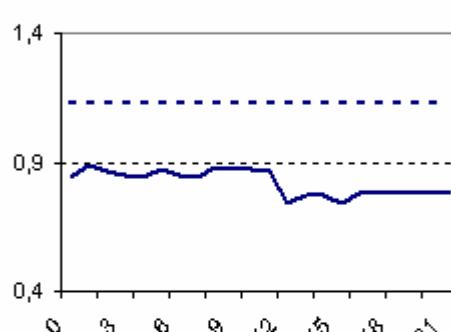


### M30

SEATS

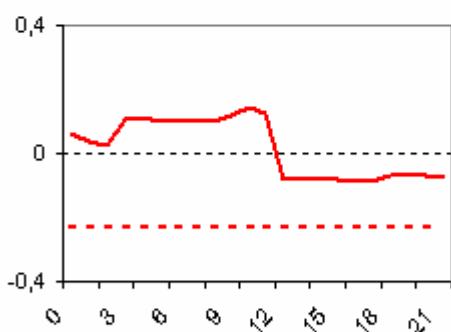


X12

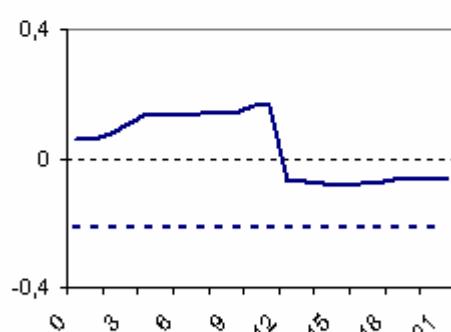


### CREDIT DES IFM AU SECTEUR PRIVE

SEATS

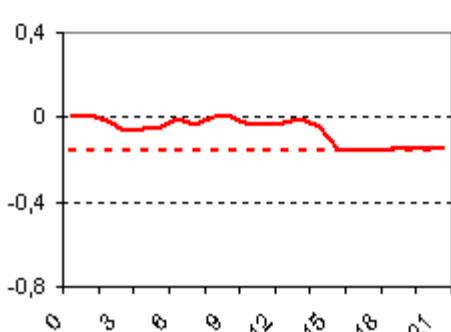


X12

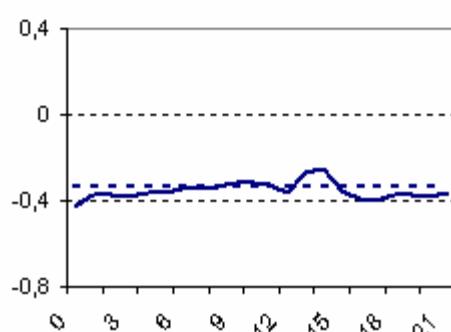


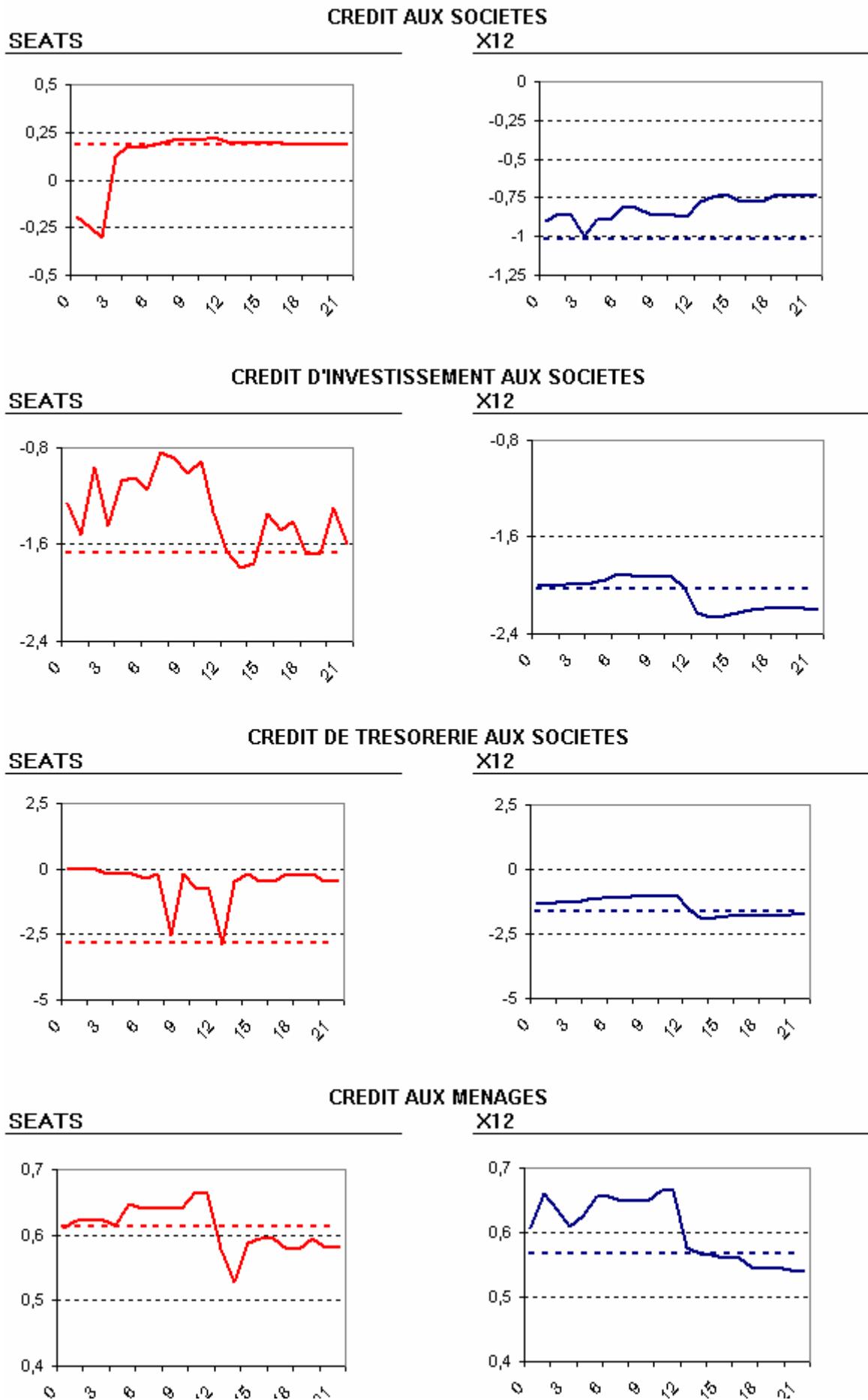
### RESSOURCES NON MONETAIRES

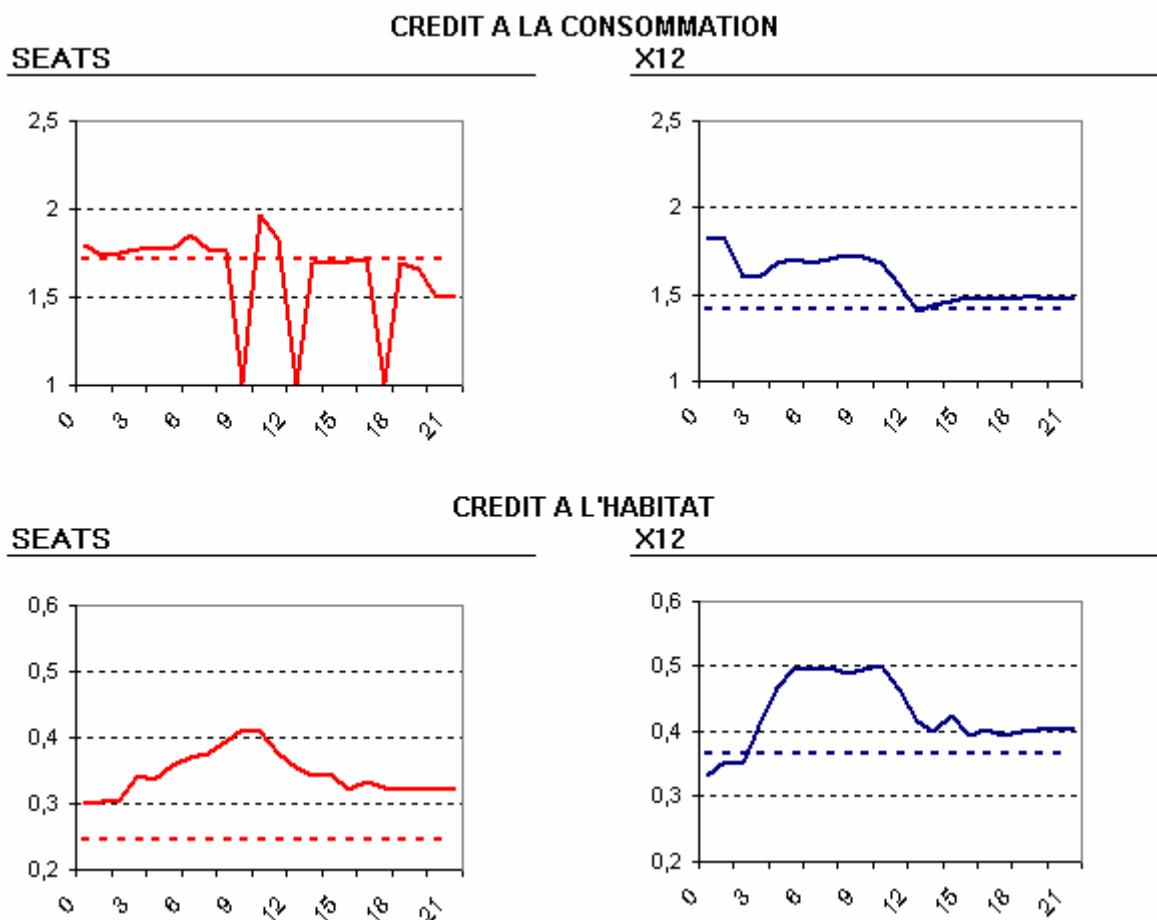
SEATS



X12

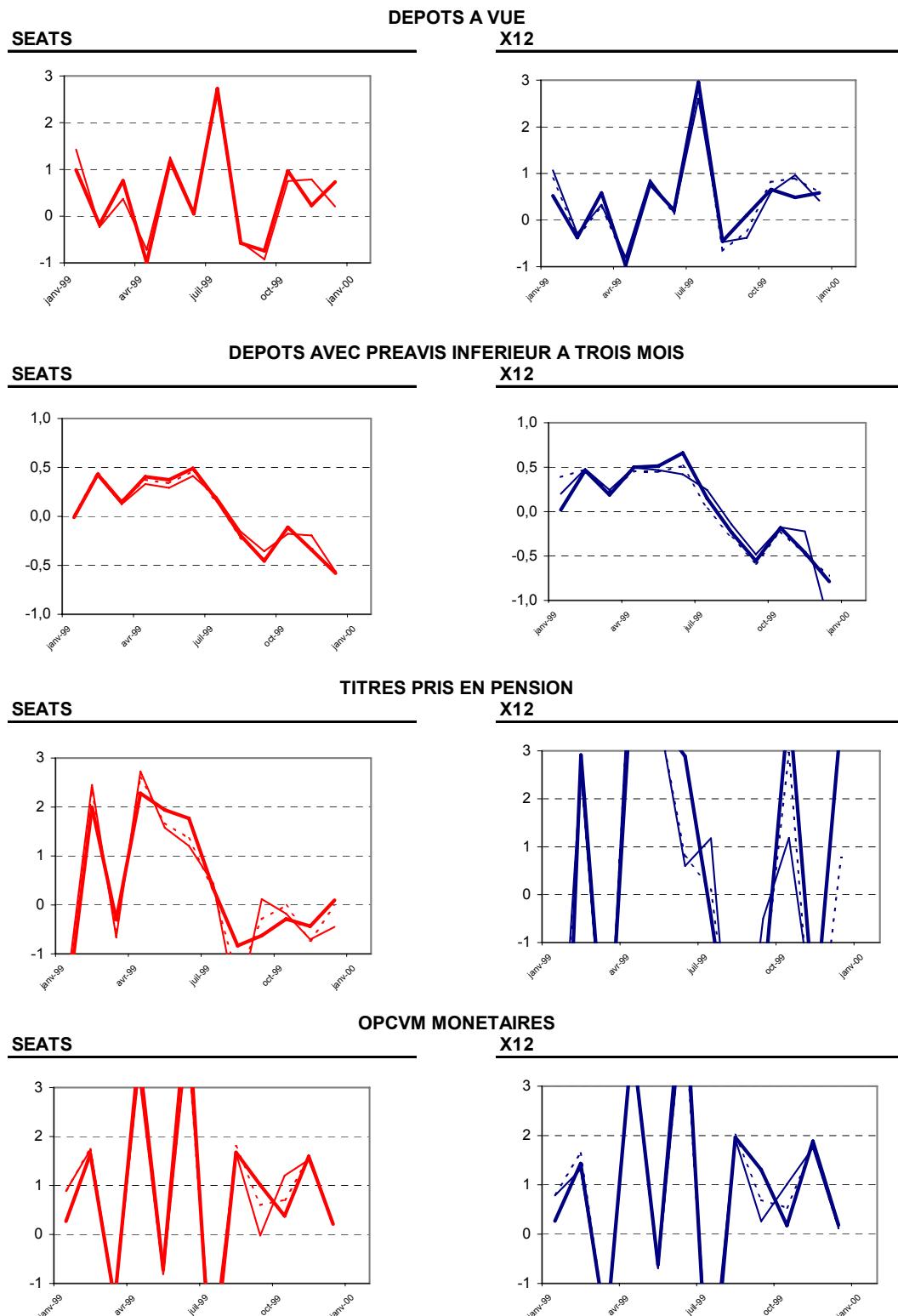


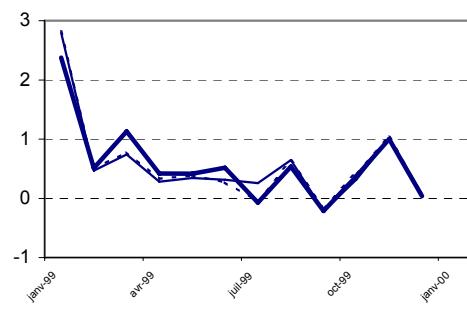
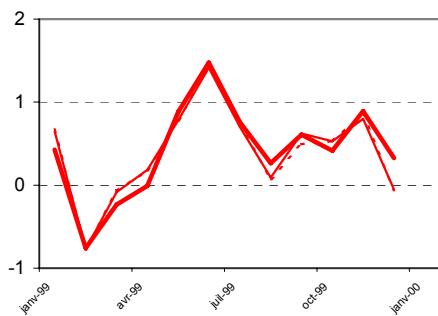
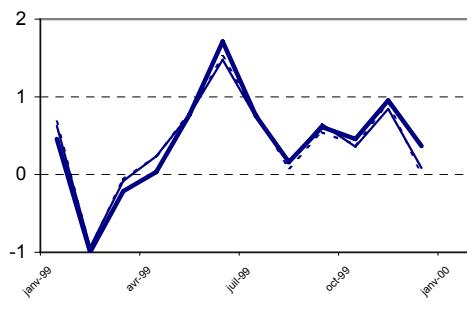
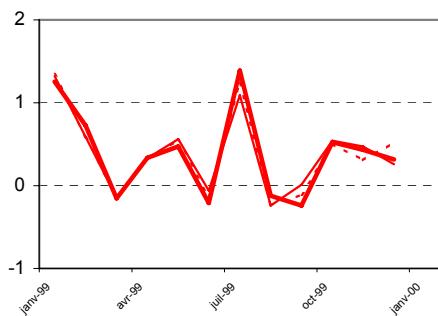
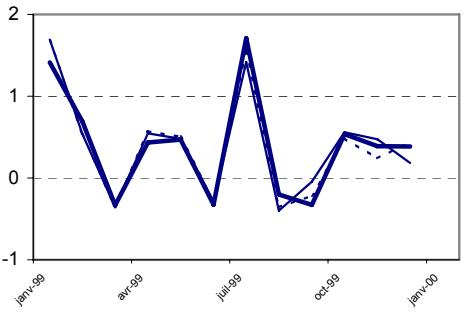
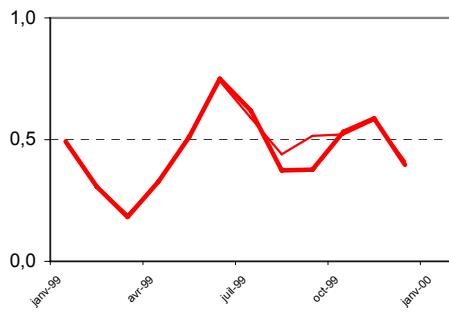
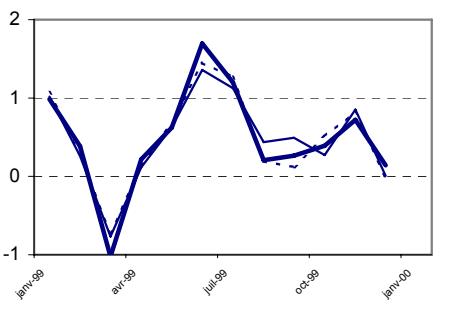




### Annexe 3

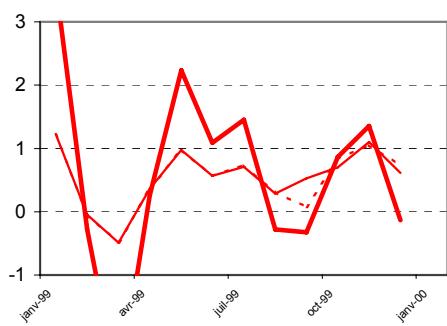
Réestimation de la chronique des taux de croissance mensuels en 1999 : Première estimation (juin 2000),  
 six mois plus tard (décembre 2000)  
 et estimation finale (février 2003)



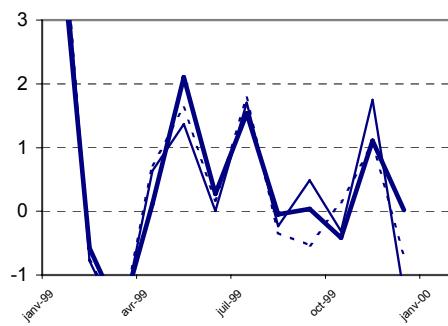
**SEATS****M30****X12****CREDIT DES IFM AU SECTEUR PRIVE****SEATS****X12****RESSOURCES NON MONETAIRES****SEATS****X12****CREDIT AUX SOCIETES****SEATS****X12**

### CREDIT DE TRESORERIE AUX SOCIETES

**SEATS**

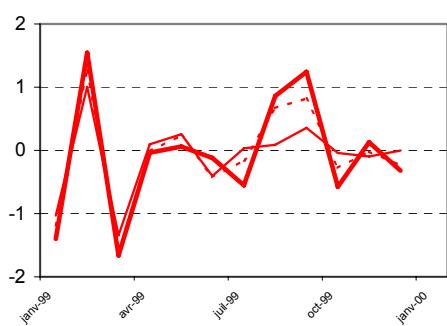


**X12**

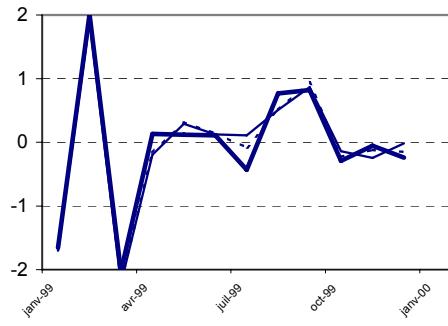


### CREDIT D'INVESTISSEMENT AUX SOCIETES

**SEATS**

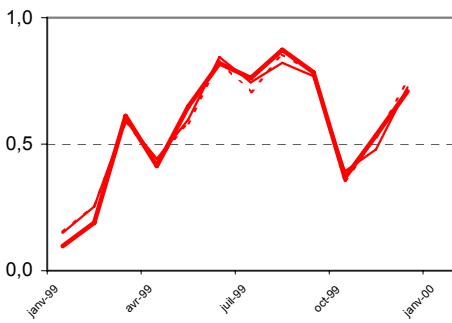


**X12**

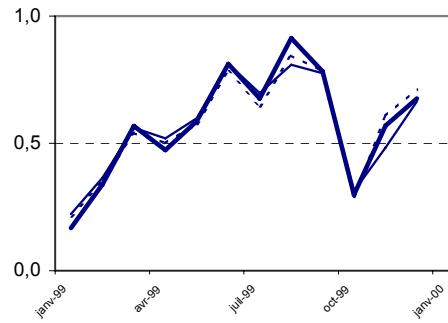


### CREDIT AUX MENAGES

**SEATS**

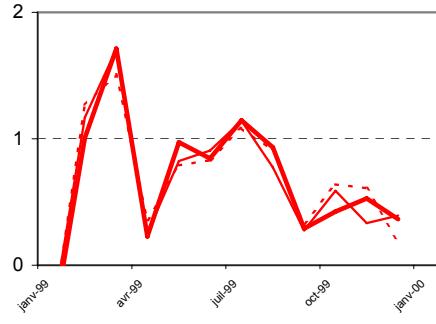


**X12**

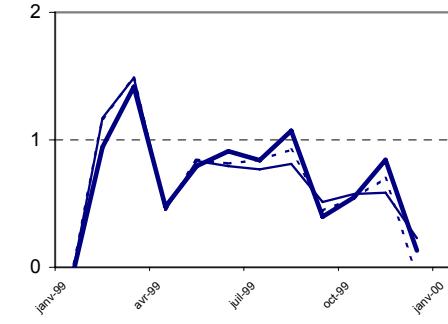


### CREDIT A LA CONSOMMATION

**SEATS**

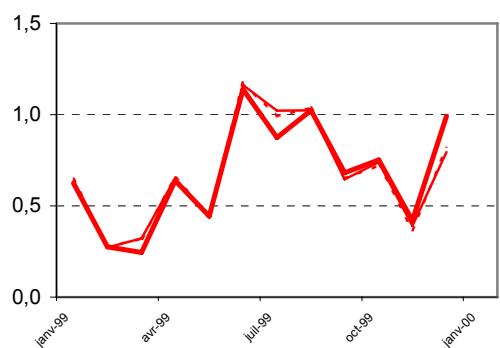


**X12**

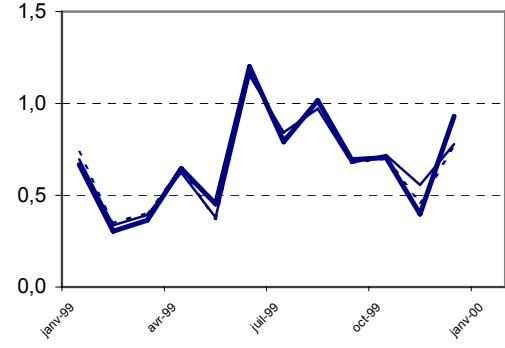


## CREDIT A L'HABITAT

**SEATS**



**X12**



# Partie 3

## Initialisation des séries CVS

Cette partie présente les résultats obtenus concernant la désaisonnalisation des agrégats monétaires français et celle portant sur les crédits des IFM français aux résidents français. La plupart de ces séries brutes font l'objet de deux publications « STAT INFO » : « Les agrégats monétaires France » et « Les crédits France ». Les séries CVS relatives à la France sont donc calculées chaque mois à partir des envois BCE. La note se compose de deux sections et de quatre annexes. La première section porte sur l'analyse préalable à la désaisonnalisation. Elle justifie le champ de données couvert, la période considérée, les corrections préalables effectuées, et les modélisations retenues. La deuxième section présente les estimations de la saisonnalité et son évolution au cours du temps, ainsi que certains indicateurs calculés sur les séries cvs. Les annexes 1a et 1b représentent les séries brutes, flux nets et encours, sur toute la période considérée. L'annexe 2a représente le spectre de chaque série brute ainsi que celui des séries CVS. L'annexe 2b représente les corrections estimées par TRAMO et retirées de la série brute préalablement à l'estimation de la composante saisonnière. Enfin, les annexes 3a-3d présentent l'évolution de la saisonnalité estimée ainsi que certains indicateurs calculés sur les séries CVS : flux nets CVS, taux de croissance trimestriel des encours CVS et taux de croissance annualisé.

### 3.1 Analyse préalable

#### 3.1.1 Approche graphique

Les séries monétaires considérées ont déjà été présentées dans le chapitre 2. L'observation des graphes d'encours et de flux nets (annexes 1a et 1b) ne laisse pas apparaître de changement de régime dans les séries. A l'exception peut-être de la série des titres pris en pension (pour laquelle on observe un accroissement de la volatilité à partir de janvier 1998), les séries paraissent relativement homogènes sur la période considérée. Les graphiques soulignent cependant les profils accidentés de certaines séries. Concernant les séries monétaires, c'est le cas pour l'encours des composantes de M3-M2 (principalement les pensions qui présentent un pic en octobre 1998 et les titres autres que les actions). Concernant les séries d'encours de crédit, les crédits aux sociétés d'assurance, aux administrations privées et à la clientèle financière apparaissent très volatiles.

#### 3.1.2 Les corrections préalables

L'utilisation de l'analyse spectrale et des tests de bruits blancs montre que les corrections n'ont pas de structure saisonnière<sup>43</sup>). Ainsi, la reconstitution des encours cvs ne requiert que l'estimation des flux nets cvs.

La représentation du spectre des séries, dans l'annexe 2a, semble indiquer la présence d'une saisonnalité dans la plupart des séries.

<sup>43</sup> L'analyse spectrale permet d'identifier de manière graphique les composantes quasi-périodiques qui contribuent le plus à la variabilité d'une série..

- En effet, plusieurs pics apparaissent aux fréquences saisonnières. Un pic important apparaît en  $2\pi / 3$ , reflétant la prédominance d'une saisonnalité trimestrielle (cas des DAV, DAP, PENS, OPCVM, M3, RNM, A20, SOC et SOC\_TR). Un pic en  $\pi / 6$ , reflétant une saisonnalité mensuelle apparaît aussi dans certains cas (DAP, PENS, TAA et RNM). Ainsi, il apparaît fortement probable que les dépôts à vue, les dépôts avec préavis, les titres en pensions, les OPCVM monétaires, les titres autres que les actions, M30, les ressources non monétaires, les crédits au secteur privé, aux sociétés (total, investissement et trésorerie), et les crédits de trésorerie aux ménages, sont des séries affectées par une saisonnalité. Pour le crédit aux sociétés et aux ménages, la saisonnalité semble provenir des crédits de trésorerie.
- Qu'il s'agisse de SEATS ou de X12, la disparition des pics saisonniers dans le spectre des séries cvs estimées confirme l'efficacité du filtre assurant la désaisonnalisation.

En revanche, il semble que quatre séries ne soient pas saisonnières : les dépôts à terme de moins de deux ans, les crédits aux administrations privées, à la clientèle financière, et aux sociétés d'assurance. Pour les deux premières séries, le modèle SARIMA identifié exclue la présence d'une partie saisonnière (lorsqu'elle est imposée, les coefficients saisonniers n'apparaissent pas significatifs). Concernant la série des crédits à la clientèle financière, le spectre de fréquence associé présente bien des pics aux fréquences semestrielle et trimestrielle, mais ils sont de faible amplitude relativement au reste du spectre<sup>44</sup>. De plus, le test de saisonnalité de X12 conclue à l'absence de saisonnalité significative. Enfin, la série des crédits aux sociétés d'assurance apparaît particulièrement erratique, et la saisonnalité estimée est de très faible amplitude.

Conformément à la méthodologie exposée, l'algorithme TRAMO<sup>45</sup> est utilisé pour estimer les effets calendaires et les points extrêmes dans les séries de flux nets. Nous pouvons noter les points suivants :

- Après beaucoup de calculs effectués avec différents paramétrages de TRAMO, il semble difficile d'obtenir des résidus respectant les critères de normalité, de non autocorrélation et d'indépendance. Rappelons toutefois que la normalité et l'indépendance ne sont pas ici vitales pour la validation des modèles.
- Pour la moitié des séries, aucun modèle n'est identifié. Dans certains cas, la proximité à 1 du coefficient estimé incite à réduire le Sarima identifié.
- Parfois, le modèle estimé a un degré de différenciation élevé, alors que les séries présentent un profil stationnaire<sup>46</sup>.
- Certaines corrections se succèdent sur de courts intervalles de façon à corriger les effets des corrections antérieurement détectées (cas des changements transitoires). La recherche en mode automatique conduit ainsi à multiplier les corrections, sans justification statistiques (changement de classification ou de périmètre) ou économiques.
- L'algorithme de TRAMO n'autorise pas la correction des séries brutes en fin de série. Or, pour le crédit à l'habitat des ménages, une observation particulièrement élevée a été observée en janvier 2003. Il semble préférable d'introduire une correction manuelle pour ce mois.

La détection manuelle a donc été utilisée. Elle aboutit aux résultats représentés ci-dessous, dans le tableau 1 :

---

<sup>44</sup> Les intervalles de confiance associés aux estimations de densité spectrale étant traditionnellement très larges, cette discussion demeure empirique.

<sup>45</sup> Time series Regression with Arima Noise Missing observations and Outliers.

<sup>46</sup> La détermination des corrections préalables et l'identification du SARIMA étant deux processus interdépendants dans TRAMO, il apparaît difficile d'accepter un modèle fondé sur la différence première ou seconde des flux nets et incluant des changements de niveaux permanents ou temporaires. Ainsi, dans l'esprit du papier de Perron (1989), le choix s'opère entre stationnaire avec rupture et non stationnaire.

Modèle SARIMA	CJO	Points aberrants	Tests sur les résidus				
			Ljung-Box	Normalité	Skewness	Kurtosis	
DAV	(0 0 0)(0 1 1)	2	AO DEC2001, AO JAN1999,	29.74	1.83	0.30	2.75
DAT	(1 0 1)(0 0 0)	non	AO DEC1995,	26.31	5.42	0.17	3.99*
DAP	(1 1 1)(0 1 1)	2	AO JAN1994,	21.46	0.24	-0.04	3.22
PENS	(0 0 0)(0 1 1)	non	AO JUL1998, AO MAR2000, AO DEC1998, AO DEC1999,	39.45*	0.24	0.10	2.89
TAA	(0 1 1)(0 1 1)	non	AO JUL1993,	14.17	2.35	-0.30	3.43
M30	(3 0 0)(0 1 1)	non		21.18	0.14	0.06	3.13
OPCVM	(0 0 0)(0 1 1)	non	AO JAN1998, AO JUN2000, AO JUL1993, AO MAR1995,	27.60	0.94	0.22	2.85
A20	(0 0 0)(0 1 1)	non	AO MAY2002, AO JAN1999,	18.53	0.57	-0.17	2.89
RNM	(0 0 0)(0 1 1)	non	AO JUN1993, AO JUN2000,	22.78	0.08	0.05	3.09
SOC	(0 0 0)(1 0 0)	1	AO NOV2001, AO MAR2000,	33.72	8.04*	-0.35	4.09*
MEN	(1 0 0)(1 1 1)	2	AO JUN1996, TC JAN1998, AO JAN 2003	23.23	7.81*	4.93*	2.70
CFI	(0 0 0)(0 1 1)	non	AO FEB1999,	15.44	13.15*	-0.31	4.61
MEN_TR	(0 0 1)(0 0 1)	non	AO DEC1999,	45.77*	1.80	-0.05	2.40
ASS	(0 1 1)(0 1 1)	non	AO JAN1999, AO DEC1999, AO APR2000, AO JUN2000, AO JUL2000,	24.74	3.94	-0.21	3.87
ADM	(2 0 1)(0 0 0)	non	AO MAY1993, AO JUN1993, AO APR1993, AO MAR1999, AO SEP1994,	25.85	30.36	-0.79	4.97*
MEN_HA	(1 0 0)(1 1 1)	non	AO SEP1998, AO OCT1998, AO DEC1998, AO SEP2001,	11.52	31.91	1.46*	2.96
SOC_IN	(0 0 0)(1 0 0)	non	AO JUN1999, AO APR1999, AO DEC1998, LS JUL1999,	14.99	0.34	-0.01	3.26
SOC_TR	(0 0 1)(1 0 1)	2	AO NOV2001,	27.34	2.17	0.17	3.57

**Tableau 1 – Résultats obtenus après itérations<sup>47</sup>**

La lecture du tableau 1 autorise plusieurs remarques :

- On note d'abord la faible proportion d'effets calendaires. Aucun effet « Pâques » n'est significatif et seules 5 séries subissent l'influence d'effets « jours ouvrables » et « année bissextile » : les dépôts à vue, les dépôts avec préavis de moins de trois mois, les crédits aux sociétés (total et trésorerie) et les crédits aux ménages. Ainsi, concernant les séries monétaires, seules les composantes de M2 sont soumises à un effet calendaire.
- Les corrections préalables sont fortement concentrées autour en début et fin d'année civile (novembre, décembre et janvier). Elles ne sont que ponctuelles (type « AO » -Additive Outlier- dont l'effet porte sur une date uniquement), sauf pour le crédit aux ménages qui admet un changement transitoire en janvier 1998. L'impact des corrections sur les séries brutes est représenté, tant pour l'encours que pour le flux, dans l'annexe 2b.
- Nous pouvons évoquer quatre sources pour justifier ces corrections :
  - L'introduction de l'euro fiduciaire au sein de la zone euro, qui explique les corrections en décembre 2001 (notamment pour les DAV).

<sup>47</sup> Une astérisque signale le rejet de l'hypothèse nulle du test à 5%. Les valeurs critiques à 5% sont 35,2 pour LB, 5,99 pour JB, +/- 0,45 pour Sk et 2,12 à 3,88 pour Ku.

- La fin des monnaies nationales, en décembre 1998 et janvier 1999, qui explique les corrections portant sur les pensions, OPCVM, le crédit au secteur privé.
- La crainte du bug de l'an 2000 et la fin du millénaire qui donnent lieu aux corrections en décembre 1999 et janvier 2000 (notamment sur le crédit de trésorerie aux ménages).
- La crise de change au sein du SME durant l'été 1993, qui explique peut-être la présence de corrections sur les instruments négociables inclus dans M3-M2 : titres autres que les actions et OPCVM monétaires, et les ressources non monétaires (juillet 1993).
- Globalement, les modèles retenus admettent des paramétrisations relativement simples. En particulier. Dans la plupart des cas, excepté pour les crédits aux sociétés (investissement, trésorerie et total), c'est la différence annuelle du flux net qui est modélisée. Les modèles comprennent au plus un terme autorégressif et un terme moyenne mobile, excepté pour M30 et ADM.
- Pour la plupart des séries, mais particulièrement pour les instruments négociables compris dans M3-M2 (pensions, OPCVM monétaires et titres autres que les actions), les crédits aux administrations privées, à la clientèle financière, et aux sociétés d'assurance, le pouvoir prédictif du Sarima identifié est particulièrement faible. Dans X12, le test du pouvoir prédictif sur l'année écoulée montre que dans tous les cas, les erreurs de prévision excèdent 15% entre mars 2002 et mars 2003.

Pour résumer, quatorze des dix-neuf séries nécessitent une désaisonnalisation, soit l'ensemble des séries monétaires, à l'exception des dépôts à terme et les séries de crédit aux sociétés et aux ménages. Les corrections préalables ne sont pas très nombreuses, et les modèles identifiés demeurent relativement simples.

## 3.2 Les données CVS estimées

### 3.2.1 Evolution de la saisonnalité estimée

L'annexe 3a représente l'évolution des composantes saisonnière d'une année sur l'autre (le graphique est établi à partir de la coupe annuelle des composantes saisonnières). Pour la plupart des séries, la saisonnalité apparaît évolutive.

- Pour le crédit à l'investissement et pour certains mois, la saisonnalité apparaît fortement instable. Pour cette série, les évaluations des flux nets cvs diffèrent assez fortement selon les deux méthodes (cf. annexe 3b).
- Estimée avec X12, la composante saisonnière des titres pris en pension est elle aussi fortement évolutive. Ce constat rejoue les travaux effectués au sein de la BCE, travaux qui soulignent la difficulté de désaisonnaliser les composants de M3-M2. Ainsi, la BCE met à jour fréquemment les filtres utilisés pour ces séries, s'écartant ainsi de la politique de révision fixée à l'avance.
- Par contre, pour la plupart des autres séries monétaires et pour les séries de crédits aux ménages, les résultats fournis par les deux méthodes sont très proches ; ceci peut être rapproché de la plus grande stabilité des facteurs saisonniers estimés.
- Il faut ici rappeler que la désaisonnalisation porte sur les flux nets, par nature plus volatiles. Le rapprochement de ces résultats avec un graphique représentant les flux nets (ou les encours) de différents mois en coupe annuelle est concluant. En effet, on remarque que pour les séries affectées par une saisonnalité mouvante, les courbes se chevauchent.

### **3.2.2 Présentation des résultats obtenus**

Les annexes 3b, 3c et 3d présentent les résultats obtenus de trois manières : en considérant les flux nets sur l'année écoulée, les variations relatives d'encours sur un trimestre, et les taux de croissance annualisés (trimestriel et semestriel). Les deux premières représentations permettent de comparer les résultats obtenus par SEATS et X12.

- La comparaison en courte période des flux nets cvs (annexe 3b), montre que les résultats obtenus par chaque méthode sont très proches, même à la fin des séries, où les différences sont susceptibles d'être les plus importantes.
- Cependant, pour deux séries, crédits d'investissement aux sociétés et crédits de trésorerie aux sociétés, les résultats divergent significativement : en septembre 2002 pour les crédits à l'investissement (- 908 en donnée brute, + 128 en CVS SEATS, et -1238 en cvs X12), et en mars 2002 pour les crédits de trésorerie (+ 6997 en donnée brute, + 2509 en CVS X12, et + 6523 en cvs SEATS). Ces écarts se reflètent aussi sur la série de crédit total aux sociétés, bien qu'elle soit estimée indépendamment. Ils montrent incidemment l'intérêt d'utiliser les deux méthodes, tout en ne publiant que les résultats issus d'une méthode<sup>48</sup>.
- La concordance des résultats est encore plus frappante lorsque l'on observe les variations trimestrielles d'encours (annexe 3c).
- Enfin, la représentation des taux de croissance CVS annualisés, en moyenne période, montre que même lorsque les séries sont corrigées des variations saisonnières, les taux de croissance de court terme sont très volatiles<sup>49</sup>. Un compromis acceptable consiste donc à lisser les évolutions sur le trimestre.

---

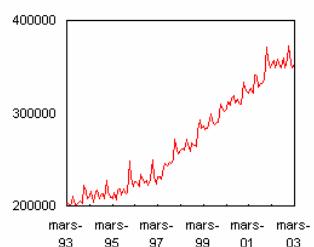
<sup>48</sup> Publier plusieurs évaluations CVS contredirait l'objectif initial de simplifier la lecture des évolutions de court terme.

<sup>49</sup> Rappelons que les taux de croissance sont annualisés, ce qui contribue à accroître les différences.

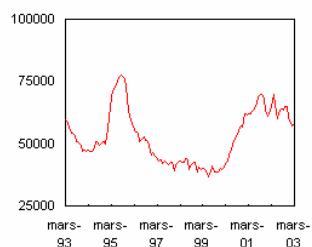
## Annexe 1a

### Série brutes, encours en millions d'euros

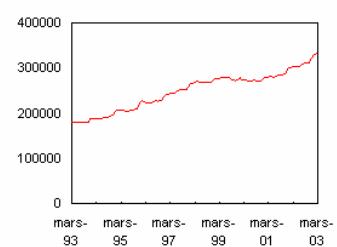
**Dépôts à vue**



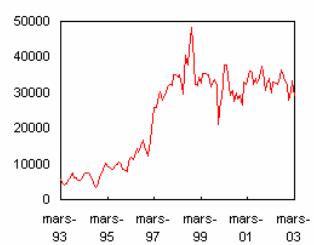
**Dépôts à terme**



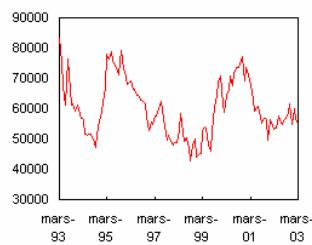
**Dépôts avec préavis**



**Pensions**



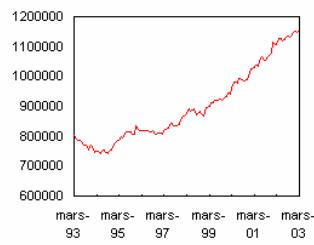
**Titres autres que les actions**



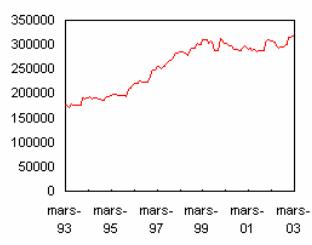
**OPCVM**



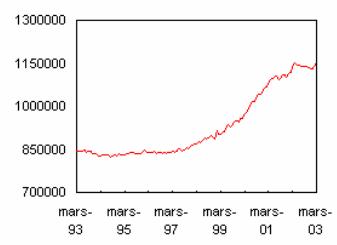
**M30**



**Ressources non Monétaires**



**Crédits au secteur privé**



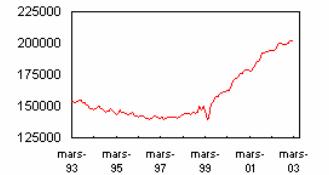
**Sociétés : crédit total**



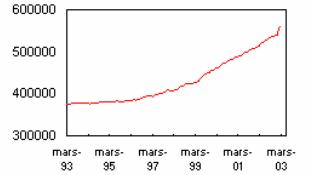
**Sociétés : crédit de trésorerie**



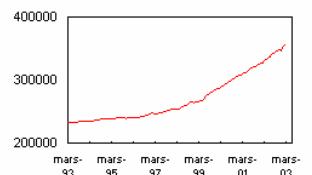
**Sociétés : crédit d'investissement**



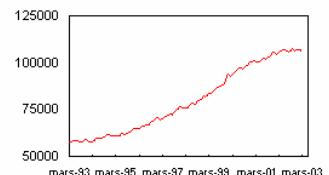
**Ménages : crédit total**



**Ménages : crédit à l'habitat**



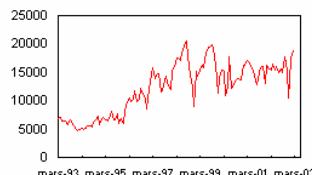
**Ménages : crédit de trésorerie**



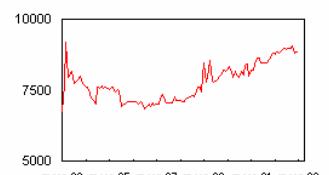
**Crédit à la clientèle financière**



**Crédit aux sociétés d'assurance**



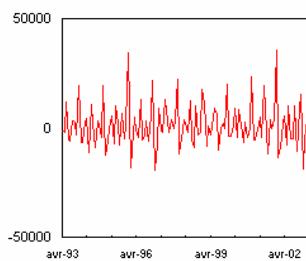
**Crédit aux administrations privées**



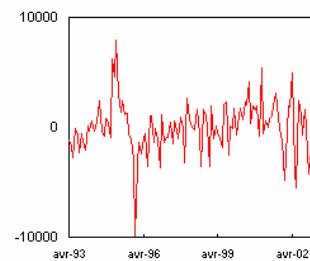
## Annexe 1b

### Série brutes, encours en millions d'euros

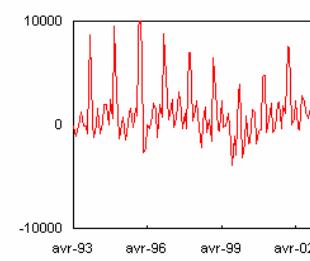
**Dépôts à vue**



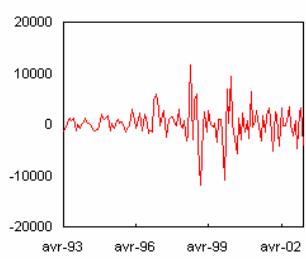
**Dépôts à terme**



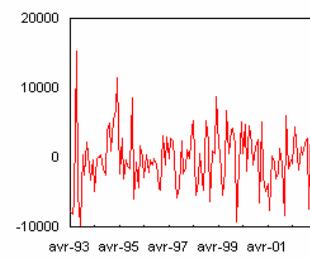
**Dépôts avec préavis**



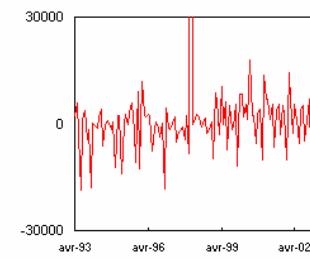
**Pensions**



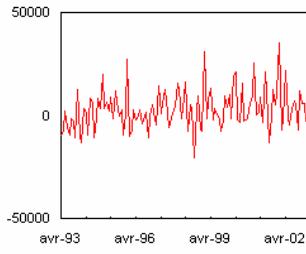
**Titres autres que les actions**



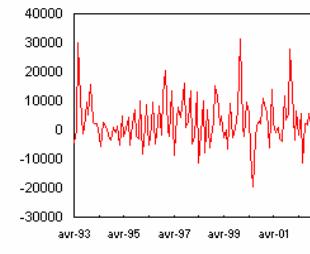
**OPCVM**



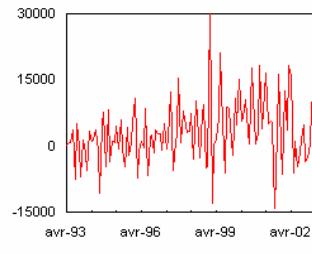
**M30**



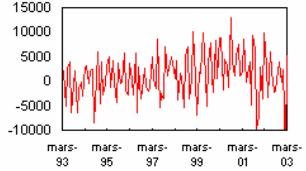
**Ressources non Monétaires**



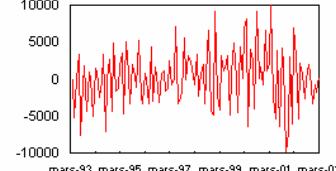
**Crédits au secteur privé**



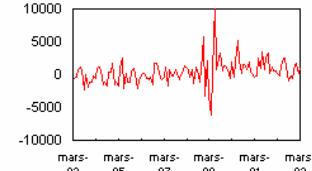
**Sociétés : crédit total**



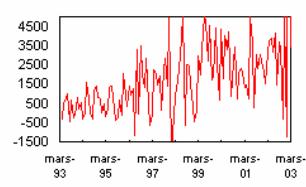
**Sociétés : crédit de trésorerie**



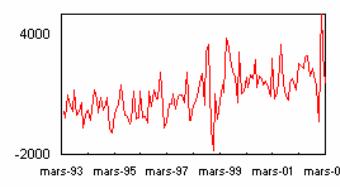
**Sociétés : crédit d'investissement**



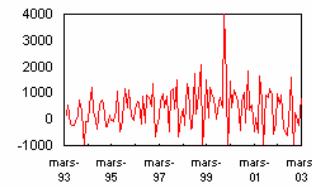
**Ménages : crédit total**



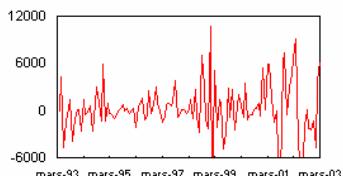
**Ménages : crédit à l'habitat**



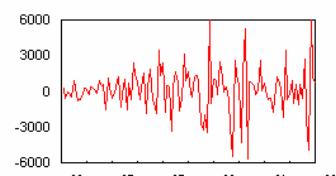
**Ménages : crédit de trésorerie**



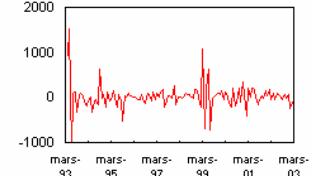
**Crédit à la clientèle financière**



**Crédit aux sociétés d'assurance**



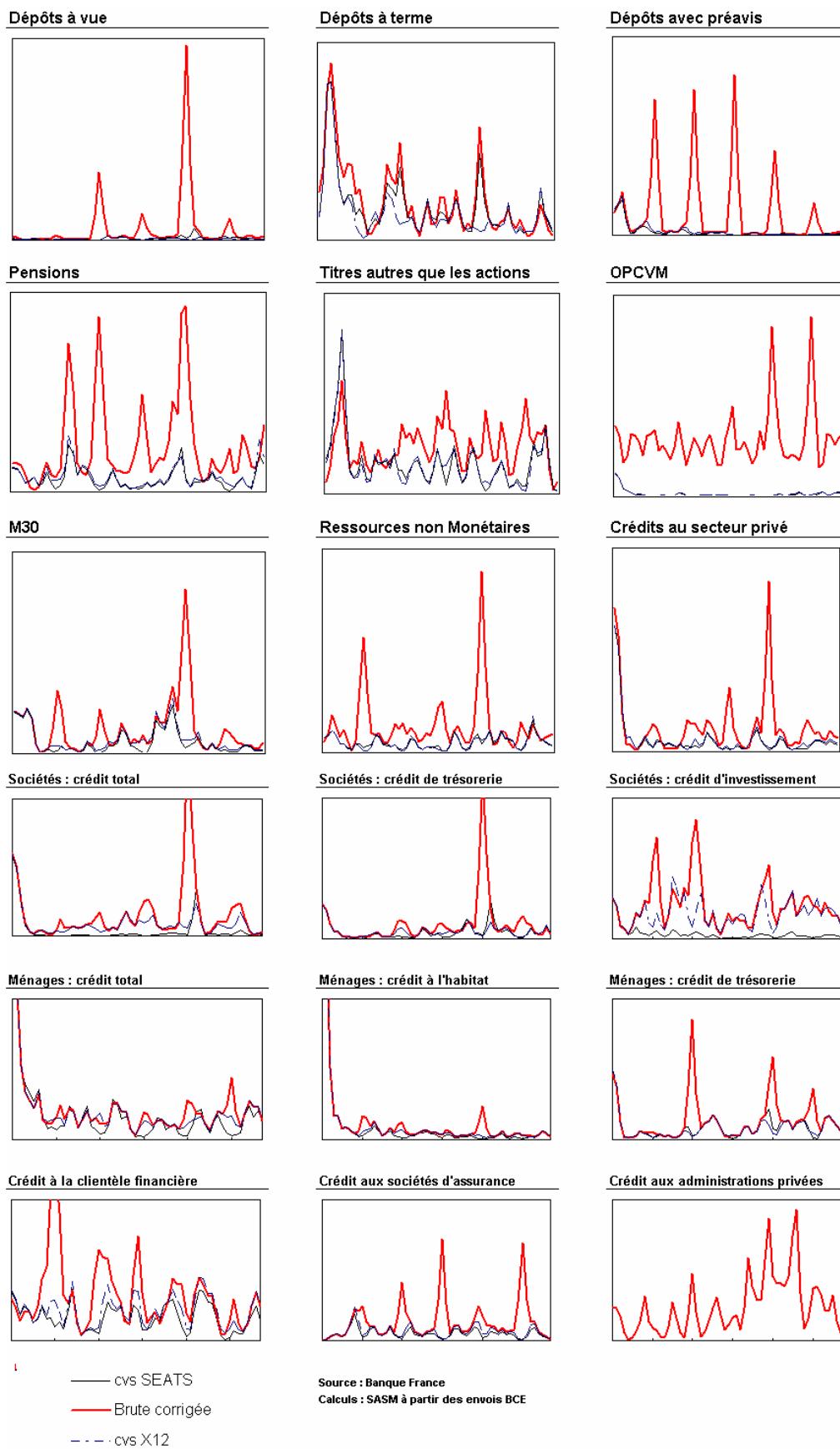
**Crédit aux administrations privées**



Source : Banque de France, envois BCE  
(données en millions d'euros)

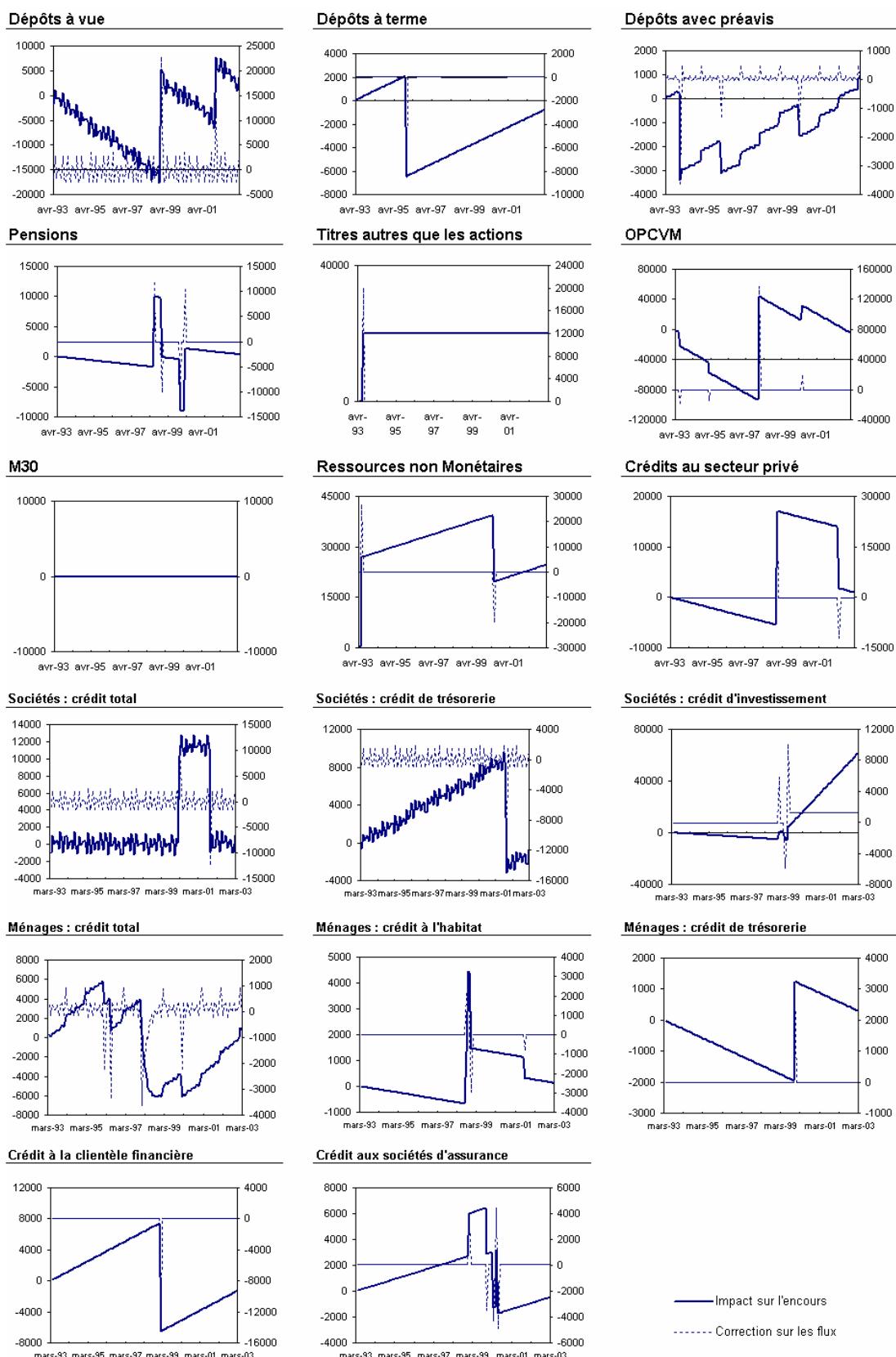
## Annexe 2a

### Spectre des séries brutes et CVS



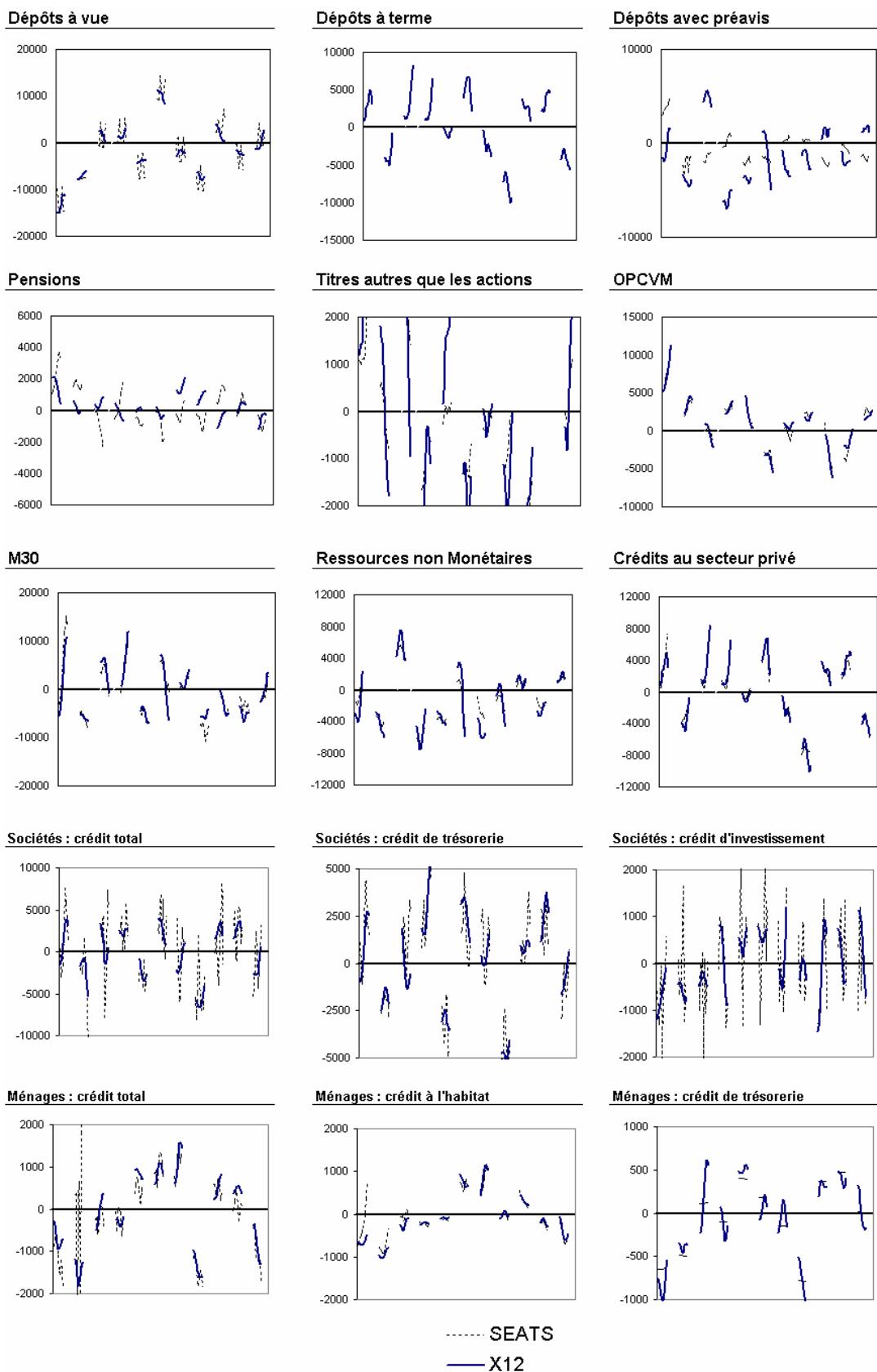
## Annexe 2b

### Influence des corrections sur les séries brutes



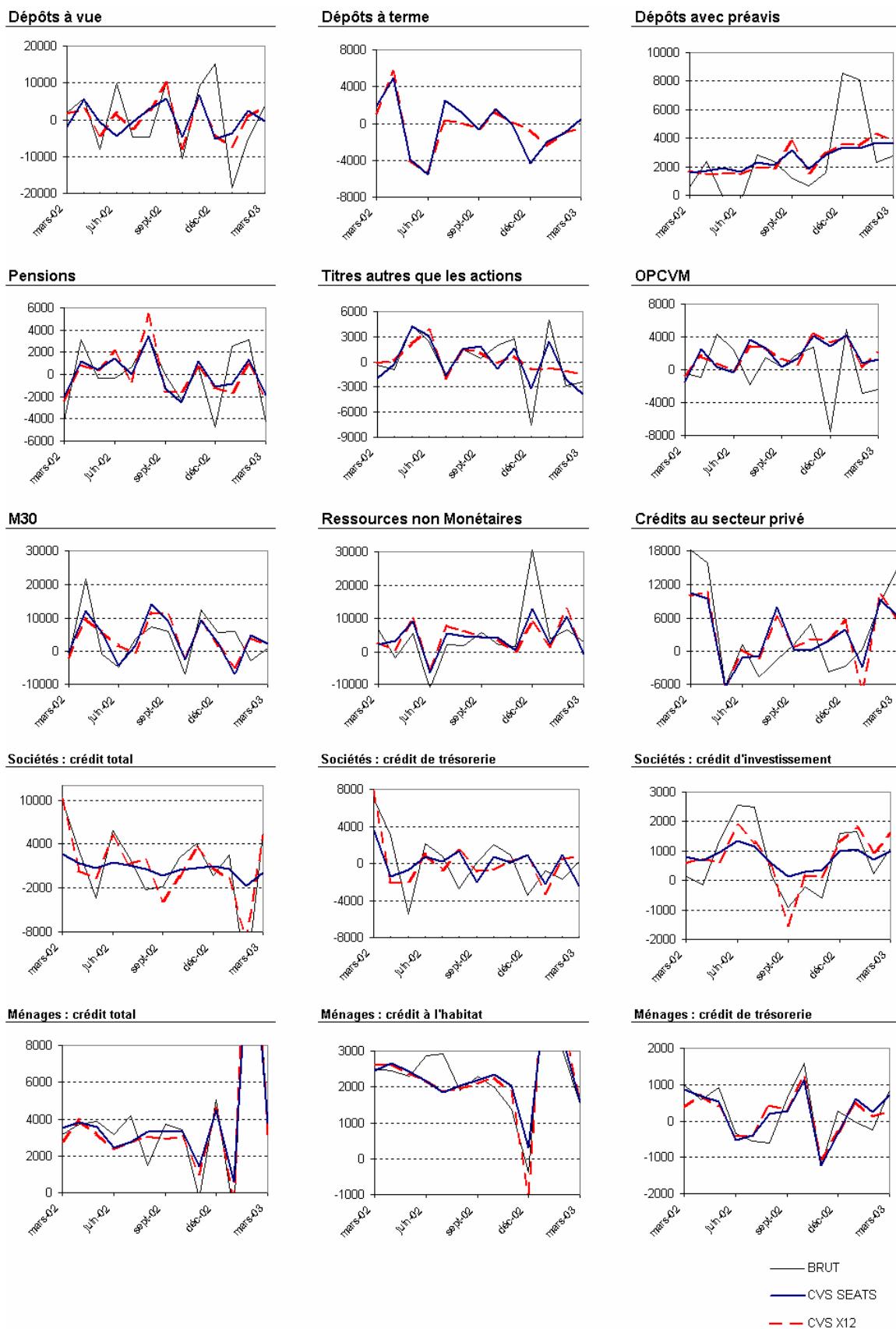
## Annexe 3a

### Evolution de la saisonnalité estimée



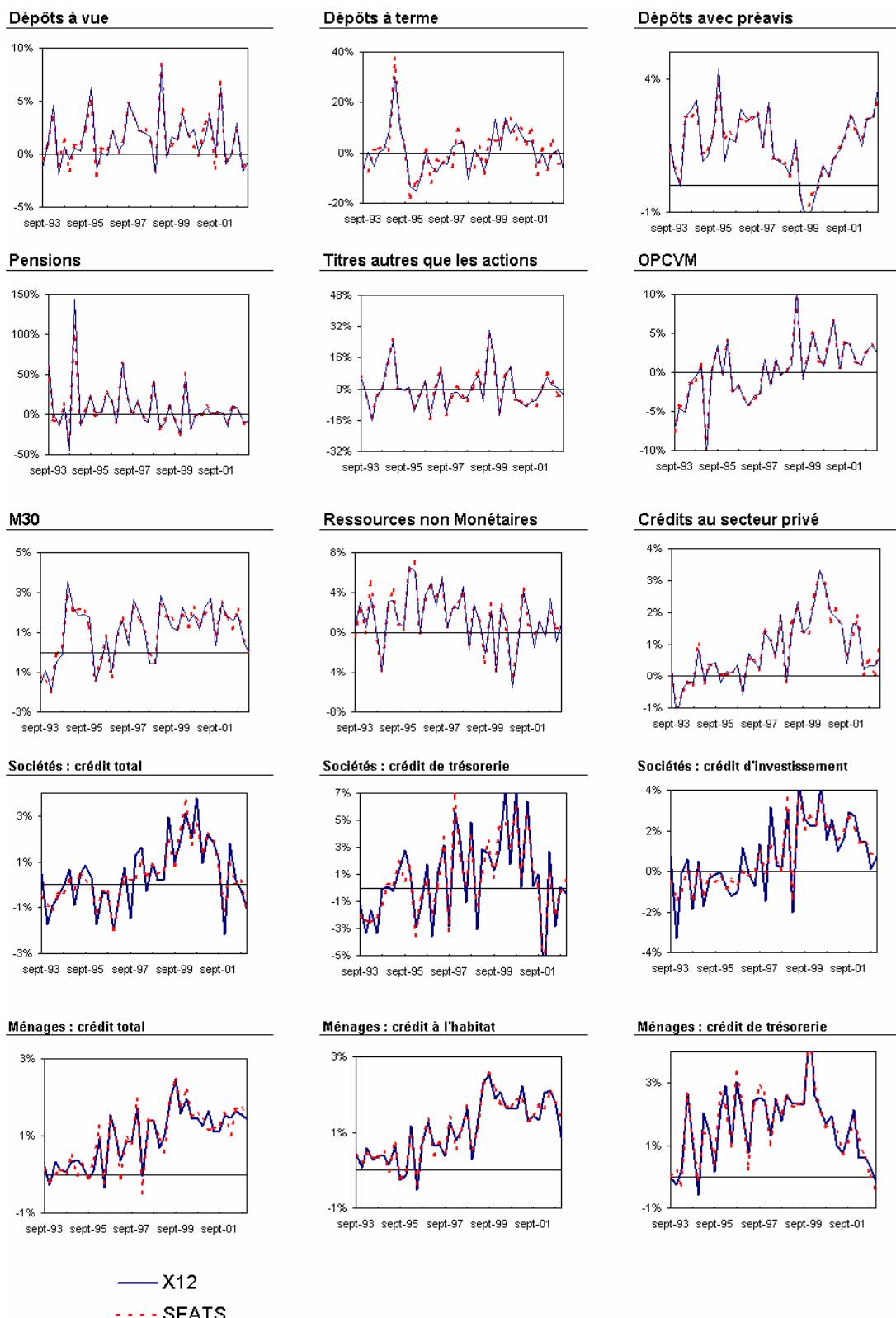
## Annexe 3b

### Flux nets CVS estimés sur l'année écoulée



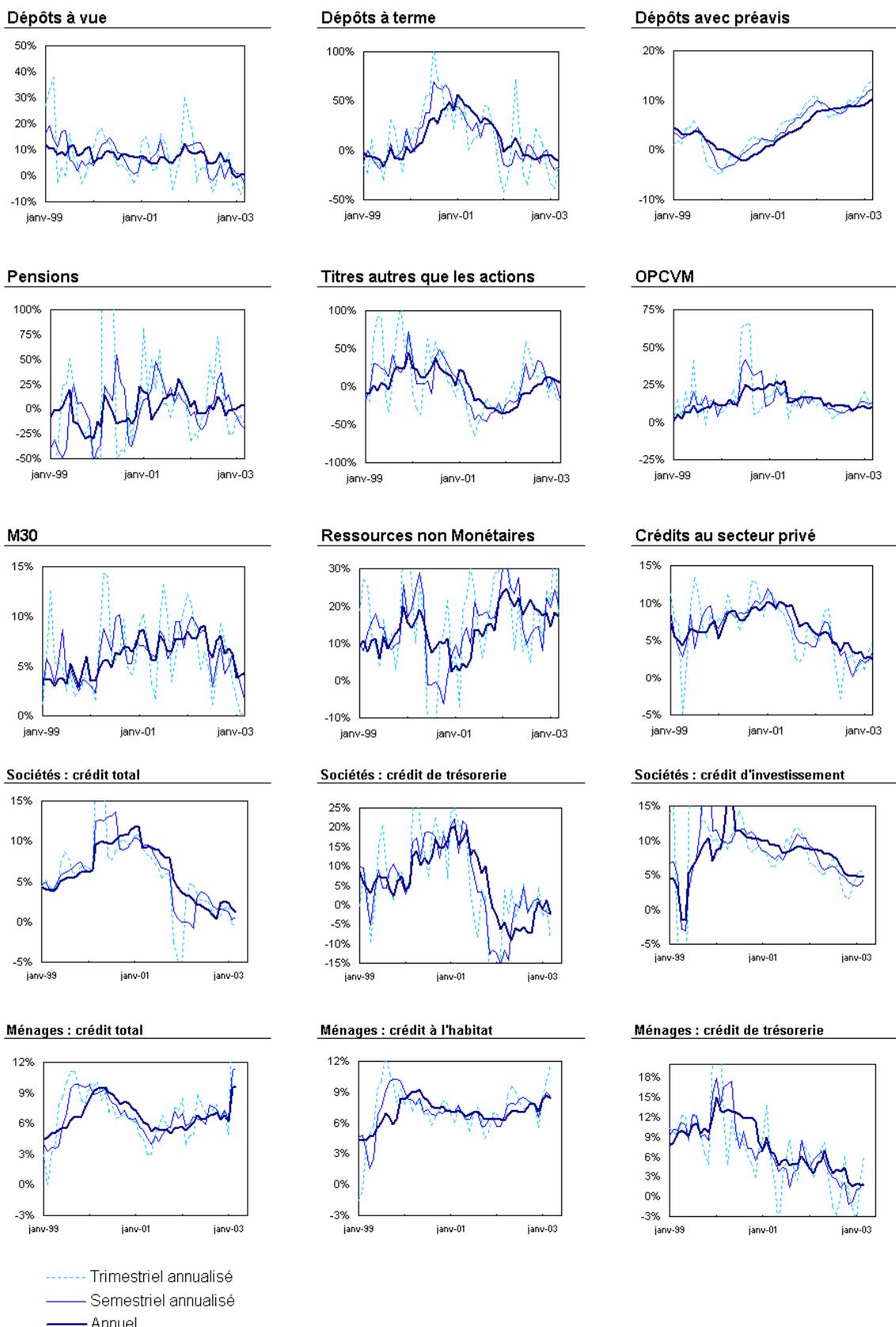
## Annexe 3c

### Variation d'encours sur un trimestre



## Annexe 3d

### Taux de croissance cvs annualisés (estimés avec seats)



# Partie 4

## Désaisonnalisation d'une série de stock<sup>1</sup>

### 1. Introduction du problème

La variable traitée est un encours,  $E_t$  pour lequel on fait le choix de désaisonnaliser la série de flux  $F_t$  correspondante. Pour simplifier, on néglige les effets de valorisation et autres effets de volume, de sorte que:

$$\Delta E_t = F_t \quad (1)$$

La désaisonnalisation de  $F_t$  conduit à la décomposition (supposée additive) selon la composante saisonnière et la série CVS.

$$F_t = S_t + \underline{F}_t$$

On note  $S$  le nombre d'observations/an de la série ( $S = 12$  ou  $4$  selon que la fréquence est mensuelle ou trimestrielle). La composante saisonnière se décompose elle-même selon deux termes, l'un déterministe,  $S_{1,t}$ , l'autre purement aléatoire<sup>2</sup>, noté  $S_{2,t}$ :

$$S_t = S_{1,t} + S_{2,t} \quad (2)$$

L'existence de termes déterministes dans la composante saisonnière s'explique principalement par la phase de modélisation initiale (TRAMO ou REG-ARIMA) : les variables de température et de représentation des effets calendaires en sont des exemples classiques.

La saisonnalité déterministe  $S_{1,t}$  peut être toujours écrite sous la forme suivante:

$$S_{1,t} = \sum_{k=1}^S a_k D_{k,t} \quad (3)$$

les variables  $D_k$  désignent les indicatrices de période (mois pour  $S = 12$  et trimestre pour  $S = 4$ ), et les coefficients  $a_k$  vérifient la contrainte:

$$\sum_{k=1}^S a_k = 0 \quad (4)$$

(4) assure l'annulation de la saisonnalité sur un cycle complet:

$$\sum_{k=0}^{S-1} S_{1,t-k} = 0 \quad (5)$$

<sup>1</sup>Elisabeth Fonteney (DESM-SASM) a participé à la phase empirique de ce travail.

<sup>2</sup>Plus précisément, ce terme stochastique est non-nul et strictement non-déterministe une fois rendu stationnaire par différentiation adéquate. Par ailleurs, certaines composantes de  $S_{1,t}$  sont aléatoires, mais déterministes au sens conféré à ce terme par la décomposition de Wold : ils peuvent alors être considérés comme fixes.

Avec  $\mathbf{S}(\mathbf{B}) = 1 + \mathbf{B} + \dots + \mathbf{B}^{S-1}$  opérateur de lissage sur l'année, la relation précédente s'écrit:

$$\mathbf{S}(\mathbf{B}) S_{1,t} = 0 \quad (6)$$

Remarque : les termes figurant dans  $S_{1,t}$  peuvent également provenir de la partie stochastique de la série notamment lorsque le modèle estimé est proche d'une sur-différentiation. Ainsi le modèle "Airline" ( $B$  est l'opérateur retard) :

$$(1 - \mathbf{B})(1 - \mathbf{B}^S) F_t = (1 - \theta_1 \mathbf{B})(1 - \theta_S \mathbf{B}^S) \varepsilon_t \quad (7)$$

Si  $\theta_1 \approx 1$  et  $\theta_S \approx 1$ , la dynamique de (7) est proche de celle de la variable déterministe:

$$F_t = a_0 t + \sum_{k=1}^S a_k D_{k,t} + \varepsilon_t \quad (8)$$

La partie stochastique satisfait (approximativement) une propriété similaire:

$$\mathbf{S}(\mathbf{B}) S_{2,t} = \varepsilon_t \quad (9)$$

avec  $(\varepsilon_t)$  processus stationnaire à mémoire courte de moyenne nulle vérifiant toutes les propriétés de régularité requises; (9) traduit également la caractéristique suivante : la variance de  $S_{2,t}$  est concentrée à des fréquences saisonnières figurant dans l'ensemble  $\Theta$  décrit ci-dessous:

$$\Theta = \left\{ \frac{\pi}{6}, \frac{\pi}{3}, \frac{\pi}{2}, \frac{2\pi}{3}, \frac{5\pi}{6}, \pi \right\} \text{ lorsque } S = 12 \quad (10)$$

$$\Theta = \left\{ \frac{\pi}{2}, \pi \right\} \text{ lorsque } S = 4 \quad (11)$$

La série d'encours brut s'écrit alors, en supposant que l'initialisation de la série s'effectue à  $t = 0$  :

$$\text{Pour } t \geq 1 : E_t = E_0 + \sum_{k=1}^t F_k = \left( E_0 + \sum_{k=1}^t \underline{F}_k \right) + \sum_{k=1}^t S_k$$

La procédure adoptée initialement par la Banque de France, et présentée dans les chapitres précédents, consiste à définir les composantes saisonnières et CVS de l'encours selon:

$$E_t = E_0 + \sum_{k=1}^t \underline{F}_k \quad (12)$$

$$S_{E,t} = \sum_{k=1}^t S_k \quad (13)$$

Cette définition assure la cohérence de la relation flux-encours pour les données CVS:

$$\Delta \underline{E}_t = \underline{F}_t \quad (14)$$

Cette définition est correcte si  $S_{E,t}$  possède effectivement les attributs d'une composante saisonnière. Or, si l'on compare les valeurs des mois de décembre (ou du dernier trimestre lorsque  $S = 4$ ), lorsque la première période ( $t = 1$ ) correspond à un mois de janvier (ou un premier trimestre), on constate en effet que, pour  $t = k \times S$ :

$$\underline{E}_t = E_0 + \sum_{k=1}^t F_k - \sum_{k=1}^t S_k = E_t - \sum_{l=1}^k \varepsilon_{lS}$$

En moyenne, l'écart entre  $\underline{E}_t$  et  $E_t$  est nul, et en particulier, il semble licite d'imposer le calage des encours CVS sur les encours bruts pour les observations de fin d'année : il suffit pour cela que les flux CVS soient calés sur les flux bruts, cette dernière contrainte étant relativement standard dans la production de données désaisonnalisées<sup>3</sup>. En revanche, on obtient alors un résultat économiquement peu intuitif : la saisonnalité estimée du mois de décembre pour la variable d'encours est nulle<sup>4</sup> !

Ce constat<sup>5</sup> indique que  $S_{E,t}$  comporte un terme non saisonnier, noté  $\underline{S}_{E,t}$  qui doit être estimé, puis incorporé à  $\underline{E}_t$ . La décomposition correcte s'écrirait donc:

$$E_t = (\underline{E}_t + \underline{S}_{E,t}) + \underbrace{(S_{E,t} - \underline{S}_{E,t})}_{S_{E,t}^*}$$

La CVS correcte de l'encours devient:

$$\underline{E}_t^* = \underline{E}_t + S_{E,t}$$

L'objet de cette note est de préciser ces constats. Pour cela, nous décomposons  $S_{E,t}$  comme dans (2):

$$S_{E,t} = S_{1,E,t} + S_{2,E,t} \text{ avec } S_{j,E,t} = \sum_{k=1}^t S_{j,k} \text{ pour } j = 1, 2 \quad (15)$$

On examine maintenant séparément les propriétés de  $S_{1,E,t}$  et  $S_{2,E,t}$ . Pour faciliter la présentation, quelques propriétés des variables vérifiant une relation de type (3) sont rappelées dans la section suivante.

<sup>3</sup>Toutefois, aucun argument théorique ne l'impose. Il s'agit seulement d'une question de lisibilité pour le public.

<sup>4</sup>Ce point a été soulevé par Marc Chazelas.

<sup>5</sup>Le phénomène apparaît indirectement dans les travaux de Lacroix (2006) : les décompositions de Beveridge-Nelson en présences de racines unitaires saisonnières sont en effet différentes selon que la variables est intégrée d'ordre 1 ou 2 aux basses fréquences, autrement dit, lorsque la variable traitée est le flux ou bien l'encours.

## 2. Traitement des variables dummies

Supposons que le flux s'écrive:

$$F_t = D_t \quad (16)$$

avec:

$$D_t = \sum_{k=1}^S a_k D_{k,t} \quad (17)$$

L'hypothèse de constance de la saisonnalité est grossière. Cependant, en se restreignant à des plages de dates relativement courtes, elle pourra être considérée comme une bonne approximation pour beaucoup de séries monétaires ou financières.

$D_t$  peut être réécrit de façon à faire apparaître la composante saisonnière "pure" de  $F_t$ :

$$\sum_{k=1}^S a_k D_{k,t} = a + \sum_{k=1}^{S-1} (a_k - a) (D_{k,t} - D_{S,t})$$

avec:

$$a = \frac{1}{S} \sum_{k=1}^S a_k$$

La composante saisonnière, du type (3), est:

$$S_{1,t} = \sum_{k=1}^{S-1} (a_k - a) (D_{k,t} - D_{S,t}) \quad (18)$$

Elle prend les valeurs  $a_k - a$  pour les dates de "type"  $k = 1, \dots, S-1$  et  $-\sum_{k=1}^{S-1} (a_k - a)$  pour les dates de "type"  $k = S$ .

La CVS du flux prend alors la forme d'une constante:

$$\underline{F}_t = a \quad (19)$$

Pour étudier la série d'encours correspondante à (16), et donc caractériser  $S_{1,E,t}$ , il est commode de passer en formulation trigonométrique. On introduit pour cela une écriture équivalente de  $D_t$  à l'aide des notations suivantes:

$$D_t = d'_t a$$

avec les vecteurs  $d_t = (D_{1t}, \dots, D_{St})'$  et  $a = (a_1, \dots, a_S)'$ . Ensuite soit la matrice carrée (et inversible)  $S \times S$ :

$$R = \begin{pmatrix} f'_1 \\ \vdots \\ f'_k \\ \vdots \\ f'_S \end{pmatrix}$$

avec le vecteur  $f_t$  de taille  $S (= 2 + 2 \times (q - 1))$

$$f_t = \begin{pmatrix} f_{0,t} \\ \vdots \\ f_{q,t} \end{pmatrix}$$

Ici,  $q = \frac{S}{2}$  et, pour  $\omega_j = \frac{j\pi}{q}$ ,  $j = 0, \dots, q$ :

$$\begin{cases} f_{0,t} = \cos(\omega_0 t) = 1 \\ \text{Si } j \in ]0, q[ : f_{j,t} = \begin{pmatrix} \cos(\omega_j t) \\ \sin(\omega_j t) \end{pmatrix} \\ f_{q,t} = \cos(\omega_q t) = \cos(\pi t) \end{cases} \quad (20)$$

Les  $\omega_j$  pour  $j > 0$  décrivent exactement l'ensemble  $\Theta$  figurant en (10) ou (11). Il est facile de vérifier que:

$$f_t = R' d_t$$

Donc:

$$D_t = f_t' \times (R^{-1} a)$$

On définit le vecteur de taille  $S$ ,  $\gamma = R^{-1} a$ . En notant ce vecteur  $\gamma = (\gamma_0, \dots, \gamma_{1j}, \gamma_{2j}, \dots, \gamma_q)',$  on obtient l'écriture équivalente de (17)...

$$D_t = \gamma_0 + \sum_{j=1}^{q-1} [\gamma_{1j} \cos(\omega_j t) + \gamma_{2j} \sin(\omega_j t)] + \gamma_q \cos(\pi t) \quad (21)$$

... avec la correspondance entre les deux jeux de paramètres donnée par:

$$R\gamma = a \quad (22)$$

En particulier, on peut vérifier que:

$$\gamma_0 = \frac{1}{S} \sum_{j=1}^S a_j \quad (23)$$

$\gamma_0 = 0$  lorsque la contrainte (4) caractéristique de la saisonnalité déterministe est vérifiée.

Par exemple, en trimestriel ( $S=4$ ), on a :

$$R = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 1 & -1 \\ 1 & -1 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & -1 & -1 \\ 1 & 1 & 0 & 1 \end{pmatrix}, \text{ et } R^{-1} = \frac{1}{4} \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & 1 \\ 0 & -2 & 0 & 2 \\ 2 & 0 & -2 & 0 \\ -1 & 1 & -1 & 1 \end{pmatrix}$$

Il reste à passer en notation complexe:

$$D_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^q (\alpha_j e^{i\omega_j t} + \overline{\alpha_j} e^{-i\omega_j t}) \quad (24)$$

avec le paramétrage:

$$\begin{cases} \alpha_0 = \gamma_0 \\ \text{Pour } j \in ]0, q[ : \alpha_j = \frac{1}{2}\gamma_{1j} - \frac{i}{2}\gamma_{2j} \\ \alpha_q = \frac{1}{2}\gamma_q \end{cases} \quad (25)$$

Sous cette forme, la composante saisonnière de  $F_t$  s'écrit...

$$S_t = S_{1,t} = \sum_{j=1}^q (\alpha_j e^{i\omega_j t} + \overline{\alpha_j} e^{-i\omega_j t}) \quad (26)$$

...cette écriture étant complètement équivalente à (18).

Nous revenons maintenant aux composantes de (15).

### 3. La composante stochastique

La variance de  $S_{2,E,t}$  se concentre aux fréquences saisonnières (héritage de  $S_{2,t}$ ), mais éventuellement aux basses fréquences  $\omega = 0$  : ceci est apparent par l'écriture de type SARIMA:

$$(1 - \mathbf{B}) \mathbf{S}(\mathbf{B}) S_{2,E,t} = \varepsilon_t \quad (27)$$

Deux cas sont à considérer ici:

#### 1. La densité spectrale de $(\varepsilon_t)$ est non-nulle en zéro

$(\varepsilon_t)$  n'est alors pas sur-différencié à cette fréquence. Dans ce cas, il y a présence d'une singularité à l'origine pour le pseudo-spectre de  $S_{2,E,t}$ . Cette singularité implique la présence d'une tendance dans la dynamique de  $S_{2,E,t}$ . Ce cas de figure est normalement peu fréquent car on sait que les deux filtres utilisés pour obtenir les CVS, SEATS et X12 introduisent des sur-différenciations dans les composantes saisonnières. Dès lors que la série brute est I(1) à la fréquence  $\omega = 0$ , ceci résulte de la définition des moyennes mobiles pour X12, et des propriétés du filtre de Wiener dans le cas de SEATS.

Pour préciser ce dernier point, notons  $F_{2,t}$  la composante stochastique pure de  $F_t$ , vérifiant:

$$(1 - \mathbf{B})^d (1 - \mathbf{B}^S)^D F_{2,t} = G_t \rightarrow \text{ARMA inversible} \quad (28)$$

Le filtre  $\mathcal{W}_s$  définissant la composante saisonnière  $S_{2,E,t}$  à partir de  $F_{2,t}$  s'écrit:

$$S_{2,E,t} = \mathcal{W}_s(\mathbf{B}, \mathbf{F}) F_{2,t} \quad (29)$$

avec

$$\mathcal{W}_s(\mathbf{B}) = (1 - \mathbf{B})^{d+D} (1 - \mathbf{F})^{d+D} C(\mathbf{B}, \mathbf{F}) \quad (30)$$

$C(\mathbf{B}, \mathbf{F})$  est une moyenne mobile qu'il n'est pas utile de spécifier ici, et  $\mathbf{F} = \mathbf{B}^{-1}$  est l'opérateur "avance". Ceci s'écrit encore:

$$\mathcal{W}_s(\mathbf{B}) = (1 - \mathbf{B})^{2(d+D)} (-\mathbf{B})^{d+D} C(\mathbf{B}, \mathbf{F}) \quad (31)$$

Par (28) et (29):

$$S(\mathbf{B})^D S_{2,E,t} = (-\mathbf{B})^{d+D} (1 - \mathbf{B})^{(d+D)} C(\mathbf{B}, \mathbf{F}) G_t$$

Sous cette forme, il suffit que  $d = 1$  ou  $D = 1$  (cas de figure très fréquent) pour que  $S_{2,E,t}$  soit surdifférenciée en  $\omega = 0$ . Seule une série monétaire parmi celles faisant l'objet d'une désaisonnalisation ne vérifie pas cette condition: les crédits aux SNF totaux (modèle SARIMA  $(0,0,1)(1,0,1)_{12}$ )

Remarque : la série des crédits à l'investissement des SNF est modélisé par un modèle sans racines unitaires,  $(0,0,0)(1,0,0)_{12}$  mais comme le filtre utilisé est X12, il y a bien surdifférentiation de  $S_{2,E,t}$ .

## 2. La densité spectrale de $(\varepsilon_t)$ est nulle en zéro

$\varepsilon_t$  peut alors s'écrire sous la forme:

$$\varepsilon_t = \tilde{\varepsilon}_t - \tilde{\varepsilon}_{t-1} \quad (32)$$

$\tilde{\varepsilon}_t$  est un processus stationnaire vérifiant les mêmes propriétés que  $\varepsilon_t$ . En intégrant (27) entre les dates 1 et  $t$  on obtient:

$$\mathbf{S}(\mathbf{B}) S_{2,E,t} = \tilde{\varepsilon}_t - \tilde{\varepsilon}_0 + \mathbf{S}(\mathbf{B}) S_{2,E,0} \quad (33)$$

$S_{2,E,t}$  ne vérifie pas la propriété (9) : des composantes déterministes, représentées par  $\tilde{\varepsilon}_0 + \mathbf{S}(\mathbf{B}) S_{2,E,0}$  apparaissent dans la relation définissant  $S_{2,E,t}$ . En résolvant l'équation (33), on obtient une relation de la forme (Lacroix (2006)):

$$S_{2,E,t} = G_0 + \sum_{\omega_j \in \Theta} [G_{1j} \cos(\omega_j t) + G_{2j} \sin(\omega_j t)] \quad (34)$$

D'après la section précédente, cette écriture est équivalente à:

$$S_{2,E,t} = u_t + \sum_{k=1}^S A_k D_{k,t} \quad (35)$$

Les  $A_k$  sont des variables aléatoires indépendantes du temps ou des coefficients déterministes : dans tous les cas, on peut les considérer comme des coefficients fixes;  $(u_t)$  est un processus d'espérance nulle, non-stationnaire, vérifiant:

$$\begin{cases} \mathbf{S}(\mathbf{B}) u_t = \tilde{\varepsilon}_t \text{ pour } t \geq 1 \\ u_t = 0 \text{ si } t \leq 0 \end{cases} \quad (36)$$

D'après la section 2,  $S_{2,E,t}$  s'écrit alors comme la somme d'une composante saisonnière incluant des termes déterministes et stochastiques,  $S_{2,E,t}^*$  et d'un niveau moyen,  $\underline{S}_{2,E,t}$  définis par:

$$\underline{S}_{2,E,t} = A = \frac{1}{S} \sum_{j=1}^S A_j \quad (37)$$

$$S_{2,E,t}^* = u_t + \sum_{k=1}^{S-1} (A_k - A) (D_{k,t} - D_{S,t}) \quad (38)$$

### 3.1. La composante déterministe

Elle s'écrit:

$$S_{1,t} = \sum_{k=1}^S a_k D_{k,t} \quad (39)$$

En écrivant  $S_{1,t}$  sous la forme (24), en utilisant la contrainte  $\gamma_0 = 0$ :

$$S_{1,t} = \sum_{j=1}^q (\alpha_j e^{i\omega_j k} + \overline{\alpha_j} e^{-i\omega_j k})$$

Il est possible alors d'obtenir explicitement les composantes constituant  $S_{1,E,t}$ :

$$S_{1,E,t} = \sum_{k=1}^t \left( \sum_{j=1}^q (\alpha_j e^{i\omega_j k} + \overline{\alpha_j} e^{-i\omega_j k}) \right)$$

Après calculs:

$$S_{1,E,t} = - \sum_{j=1}^q \beta_j (1 - e^{i\omega_j t}) - \sum_{j=1}^q \overline{\beta}_j (1 - e^{-i\omega_j t})$$

avec les nouveaux coefficients:

$$\beta_j = \frac{\alpha_j}{1 - e^{-i\omega_j}}$$

Il en résulte:

$$S_{1,E,t} = -2 \operatorname{Re} \left\{ \sum_{j=1}^q \beta_j \right\} + \sum_{j=1}^q (\beta_j e^{i\omega_j t} + \overline{\beta}_j \beta^{-i\omega_j t})$$

$S_{1,E,t}$  s'écrit alors comme la somme d'une composante saisonnière déterministe,  $S_{1,E,t}^*$  et d'un niveau moyen,  $\underline{S}_{1,E,t}$ :

$$\underline{S}_{1,E,t} = \delta = -2 \operatorname{Re} \left\{ \sum_{j=1}^q \beta_j \right\} \quad (40)$$

$$S_{1,E,t}^* = \sum_{j=1}^q (\beta_j e^{i\omega_j t} + \overline{\beta_j} \beta^{-i\omega_j t}) \quad (41)$$

(37) et (40) montrent que les termes  $\delta$  et  $A$  doivent être retranchés de la composante saisonnière initiale  $S_{E,t}$  pour être ajoutées à la CVS. Dans la modélisation adoptée ici, ces deux termes sont constants. En particulier, le profil de la CVS de l'encours n'est pas modifié, la série étant seulement translatée. La cohérence flux/encours est donc conservée. En revanche, les taux de croissance peuvent être impactés par cette correction.

Après calcul, on obtient:

$$\delta = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^q \left( \gamma_{2j} \frac{\cos \left\{ \frac{\omega_j}{2} \right\}}{\sin \left\{ \frac{\omega_j}{2} \right\}} - \gamma_{1j} \right)$$

En trimestriel (S=4), ce facteur vaut ainsi:

$$\delta = \frac{1}{2} (\gamma_{21} - \gamma_{11} - \gamma_2)$$

En revenant aux coefficients initiaux des variables dummies de (39) par  $\gamma = R^{-1}a$ , on obtient:

$$\delta = \frac{1}{8} (3a_1 + a_2 - a_3 - 3a_4) \quad (42)$$

#### 4. Un exemple simple

Pour illustrer ces développements, considérons le cas d'une série de flux dont la saisonnalité consiste en un pic important au dernier trimestre, la première période ( $t = 1$ ) correspondant à un premier trimestre. On peut représenter facilement une telle série dans la formulation (16),(17) avec les coefficients des variables dummies:

$$a_1 = a_2 = a_3 = \varepsilon \text{ et } a_4 = a \gg \varepsilon$$

On obtient dans ce cas particulier par (42):

$$\delta = -\frac{3a - 3\varepsilon}{8}$$

La correction négative de la CVS entraîne que l'encours CVS rectifié est maintenant au-dessous du brut pour les observations  $t$  correspondant à des derniers trimestres, comme attendu.

En prenant  $\varepsilon = 0$ , on obtient la représentation suivante de l'encours brut, en fonction des variables dummies ou des composantes trigonométriques:

$$\begin{aligned} E_t &= \underbrace{E_0 + \frac{a}{4}t - \frac{3a}{8}}_{CVS} + \underbrace{\frac{a}{4} \left\{ \cos \frac{\pi}{2}t + \sin \frac{\pi}{2}t + \frac{1}{2} \cos \pi t \right\}}_{Comp. Saisonnière} \\ &= \underbrace{E_0 + \frac{a}{4}t - \frac{3a}{8}}_{CVS} + \underbrace{\frac{a}{8} \{ D_{1,t} - D_{2,t} - 3D_{3,t} + 3D_{4,t} \}}_{Comp. Saisonnière} \end{aligned} \quad (43)$$

Pour les observations  $t$  correspondant à des quatrième trimestre, il en résulte en particulier:

$$E_t = \underbrace{E_0 + \frac{a}{4}t - \frac{3a}{8}}_{CVS} + \underbrace{\frac{3a}{8}}_{Comp. Saisonnière}$$

On voit bien le rôle de la correction, et l'ampleur qu'elle peut atteindre, puisque elle s'élève dans cet exemple à environ la moitié du flux annuel. Ensuite, il apparaît clairement qu'il n'est pas possible d'imposer la contrainte de calage de l'encours CVS sur l'encours brut pour les observations de fin d'année, l'écart "CVS-brut" étant constant dans le temps. En revanche, l'encours annuel moyen CVS peut être calé sur l'encours annuel moyen brut correspondant. En effet, d'après (43):

$$\frac{1}{4} \sum_{k=0}^3 E_{t-k} = \frac{1}{4} \sum_{k=0}^3 \left( E_0 + \frac{a}{4} (t-k) - \frac{3a}{8} \right) \quad (44)$$

Remarque : ce constat ne dépend pas de la méthode choisie pour effectuer la désaisonalisation, ni de la dynamique de la série. En général, une série de stock CVS ne pourra être calée qu'en moyenne annuelle sur la série brute associée.

## 5. Proposition de traitement

### 5.1. Les principes

L'échantillon disponible couvre les échéances  $t = 1, \dots, T$ . D'après ce qui précède, la composante saisonnière cumulée  $S_{E,t}$  s'écrit:

$$S_{E,t} = \delta + A + D_t + u_t \quad (45)$$

$D_t$  et  $u_t$  sont des variables saisonnières respectivement déterministes et stochastiques pures. Il s'agit maintenant d'estimer le terme  $\delta + A$  en présence du "résidu" non-stationnaire  $u_t$ . Deux cas sont à considérer, suivant que la non stationnarité est concentrée aux fréquences de l'ensemble  $\Theta$ , ou concerne également la fréquence  $\omega = 0$ .

#### 1. Cas 1 : $(u_t)$ est stationnaire à la fréquence $\omega = 0$

Ce cas concerne la majorité des séries monétaires de flux, à l'exception de la variable "crédits totaux aux SNF". On montre que:

$$\frac{1}{T} \sum_{k=1}^T u_k \xrightarrow[T \rightarrow +\infty]{P} 0$$

$\delta + A$  peut donc être estimé par la moyenne empirique:

$$\widehat{\delta + A} = \frac{1}{T} \sum_{k=1}^T S_{E,k} \quad (46)$$

Un estimateur plus performant est obtenu en appliquant au préalable l'opérateur  $S(\mathbf{B})$  à (45):

$$S(\mathbf{B}) S_{E,t} = S(\delta + A) + v_t \quad (47)$$

$v_t = S(\mathbf{B}) u_t$  est maintenant un processus stationnaire justiciable d'une modélisation ARMA, et donc d'une estimation efficace<sup>6</sup> de  $(\delta + A)$ . Finalement:

$$\widehat{\delta + A} = \frac{1}{S(T-S)} \sum_{k=S+1}^T S(\mathbf{B}) S_{E,k} \quad (48)$$

## 2. Cas 2 : $(u_t)$ est non-stationnaire à la fréquence $\omega = 0$

On a alors la représentation:

$$S_{E,t} = \delta + A + D_t + \sum_{k=1}^t u_k \quad (49)$$

L'estimation de  $\delta + A$  n'est plus possible, la dynamique de  $S_{E,t}$  étant dominée, asymptotiquement, par la marche aléatoire d'incrément  $u_t$ . En revanche, il est possible d'estimer  $D_t$  lorsque  $(u_t)$  ne comporte aucune racine unitaire. Cette hypothèse est satisfaite par les deux séries de crédit au SNF ne rentrant pas dans le cas 1. Il suffit d'estimer (49) par MCO, les estimateurs étant convergents par un argument similaire à celui donné pour le cas 1 (les fréquences apparaissant dans  $D_t$  sont distinctes de la fréquence source de non-stationnarité du résidu  $\sum_{k=1}^t u_k$ ). On définit ensuite:

$$\begin{cases} \underline{S}_{E,t} = S_{E,t} - \widehat{D}_t \\ S_{E,t}^* = \widehat{D}_t \end{cases} \quad (50)$$

Le cas  $(u_t)$  non-stationnaire apparaît quant à lui comme peu probable. En effet, il implique que le modèle SARIMA estimé pour le flux brut comporte certaines racines unitaires saisonnières, mais pas la racine  $z = 1$ . Le modèle ne s'écrit donc pas sous la forme  $(p,d,q)(P,D,Q)_S$ , car dès lors que  $D = 1$ , le facteur  $(1 - \mathbf{B})$  est présent dans l'écriture du modèle. Le modèle découle donc d'une sélection parcimonieuse des racines saisonnières effectuée en amont. Or cette option n'est proposée ni dans TRAMO, ni dans REG-ARIMA : on rentre alors dans le cas de désaisonalisation spécifiques en dehors du contexte de la production. Les techniques à utiliser relèvent par exemple de la méthode de Beveridge et Nelson comme proposé par Lacroix (2006). Si toutefois une CVS devait être exécuté par SEATS ou X12, il suffirait de traiter la variable d'encours construite à partir des flux bruts, d'en déduire le flux CVS par différentiation, puis de reconstruire l'encours correct en tenant compte cette fois des effets de valorisation et de volume.

---

<sup>6</sup>Si le logiciel utilisé est SAS, il suffit d'utiliser l'instruction "input" de la Proc Arima.

## 5.2. La pratique

Les composantes considérées jusqu'à maintenant sont théoriques. Pour plusieurs raisons, (non-linéarité des filtres, estimation de paramètres inconnus, troncature des moyennes mobiles, estimation des valeurs futures inconnues,...), la composante saisonnière estimée du flux s'écarte marginalement de sa valeur théorique:

$$\hat{S}_t = S_t + \xi_t$$

Un test formel<sup>7</sup> indique que  $S_{E,t}$  comporte une racine unitaire à la fréquence  $\omega = 0$  pour les séries suivantes : dépôts à vue, contribution "France" à M3 et crédits de trésorerie aux EI. Ceci est contradiction apparente avec les modèles retenus pour la désaisonnalisation de ces séries (cf. section ??). Pour cette raison, il est raisonnable d'écrire (45) plutôt sous la forme:

$$S_{E,t} = (\delta + A)_t + \hat{D}_t + \hat{u}_t \quad (51)$$

Nous supposerons toutefois le coefficient  $(\delta + A)_t$  peu évolutif, conformément au modèle ARIMA sous jacent. On propose alors d'estimer ce terme selon un lissage glissant simple effectué sur  $Q$  périodes (on prend  $Q=24$ ):

$$\widehat{(\delta + A)}_t = \frac{1}{SQ} \sum_{k=t-Q+1}^t S(\mathbf{B}) S_{E,k} \quad (52)$$

En revanche, le terme  $\underline{S}_{E,t}$  défini dans (50) ne peut faire l'objet d'un lissage, en raison du trend présent dans  $S_{E,t}$ .

Dans notre contexte, pour la série rentrant dans le cas 2, le traitement se simplifie en remarquant que la présence de racines unitaires est rejetée par le test pour toutes les fréquences, y compris  $\omega = 0$  : nous choisissons donc de traiter cette variable comme celles du premier groupe, étant entendu qu'il existe un risque potentiel d'instabilité à surveiller pour la production courante.

Remarques :

- i) *On accepte alors que la variation d'encours CVS ne soit plus égale au flux CVS, l'écart devant toutefois demeurer minime.*
- ii) *Le graphique de la variable  $S(\mathbf{B}) S_{E,t} / S$  permet d'évaluer la stabilité du coefficient correctif (48) sur la période traitée, c'est à dire les cas pour lesquels (52) semble plus indiqué.*
- iii) *Lorsque le coefficient est estimé par (48), un test formel de l'hypothèse  $\delta + A = 0$ , est également possible<sup>8</sup>.*

---

<sup>7</sup>Test de Canova-Hansen de détection de racines unitaires éventuellement saisonnières. L'hypothèse testée est la stabilité du cycle associé à une fréquence donnée. Le rejet de l'hypothèse est compatible avec une dynamique de type "racine unitaire".

<sup>8</sup>On estime alors la variance de long-terme du résidu  $v_t$  figurant dans (47).

### 5.3. Autres méthodes

Trois autres approches sont possibles:

1. Effectuer une CVS complète de  $S_{E,t}$
2. Effectuer la CVS de l'encours brut  $E_t$  après la CVS du flux.
3. Effectuer la CVS de l'encours brut  $E_t$ , et en déduire la CVS du flux par différentiation de l'encours CVS.

Les deux premières solutions sont à exclure, car elles conduisent à doubler la chaîne de traitement et à la rendre plus opaque. La dernière option avait été exclue lors de la lancement du projet CVS car il est plus simple de modéliser une série de flux (étapes TRAMO ou Reg-Arima), notamment pour le traitement des points extrêmes. En conséquence, il est naturel de traiter en priorité les flux dans l'étape effective de désaisonnalisation. Le choix de l'encours, tout en maintenant la modélisation des flux, obligera à ventiler "manuellement" les effets déterministes estimés sur les flux puis cumulés sur les différentes composantes constituant l'encours.

## 6. Evaluation sur les agrégats monétaires

Les séries sont identifiées par les abréviations suivantes dans les graphiques figurant en annexe:

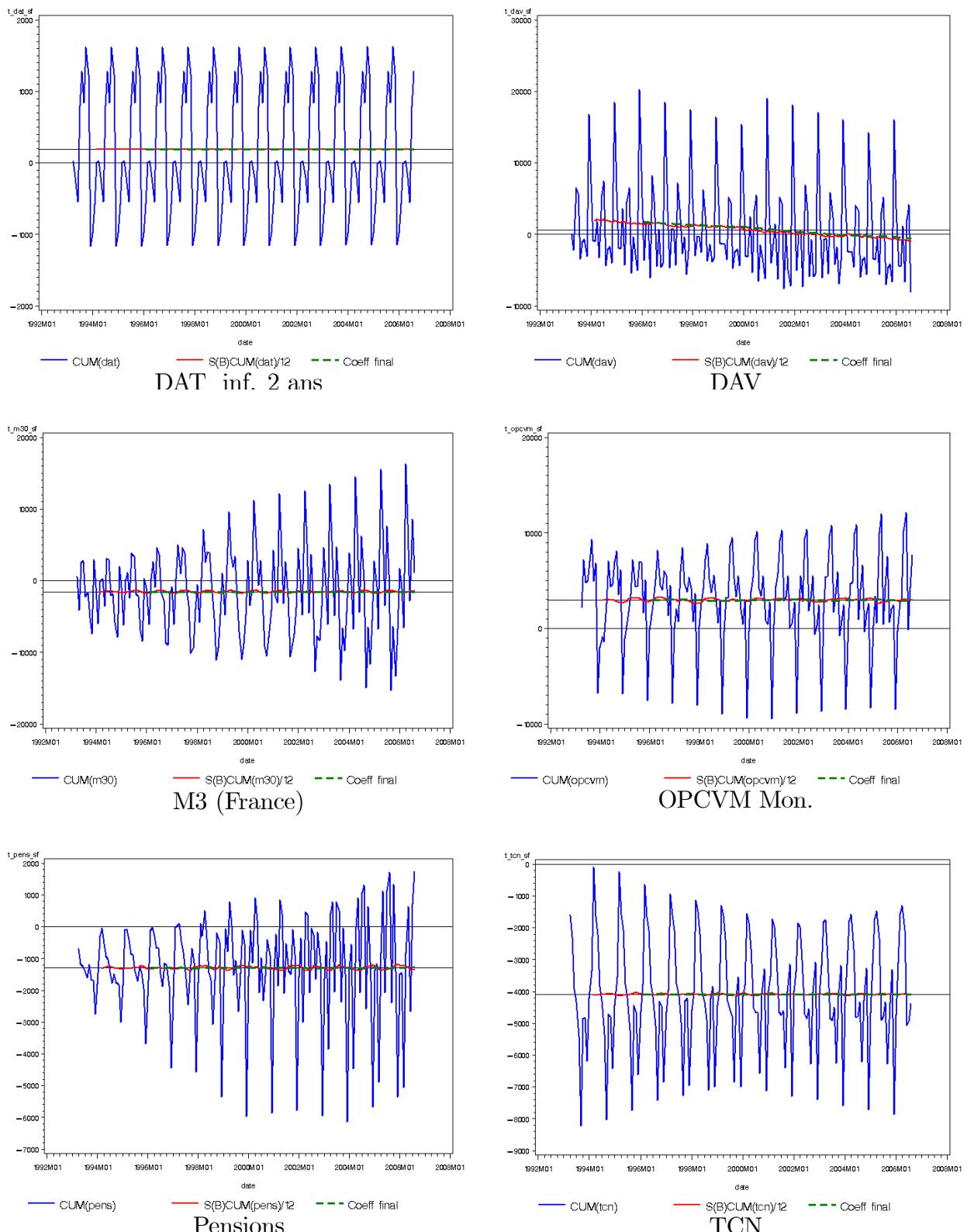
Code	Intitulé
DAT	Dépôts à terme
DAV	Dépôts à vue
DAP	Dépôts remboursables avec préavis
TCN	Titres de créance négociables
APRI	Administrations privées
EI	Entrepreneurs individuels
SNF	Sociétés non financières

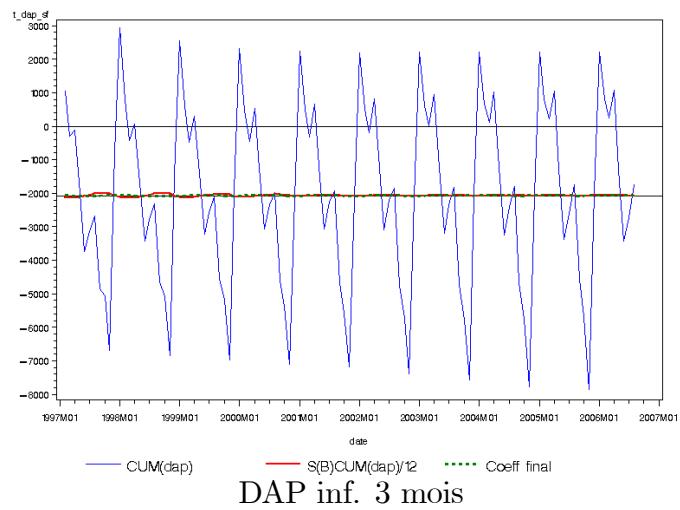
Les graphiques des variables  $S_{E,t}$ ,  $S(\mathbf{B})S_{E,k}$  et  $(\widehat{\delta + A})_t$  figurent en annexe 1. En général, la composante non-saisonnière du flux cumulé est très plate, sauf pour les dépôts à vue (tendance à la baisse), les crédits de trésorerie aux EI et aux sociétés (tendance à la hausse). Toutefois, l'ampleur de ces "tendances" demeure faible, rapporté au poids de l'encours : l'approche retenue semble donc constituer un cadre approprié.

Les taux de croissance trimestriels CVS des agrégats calculés avec l'encours obtenu selon la méthode initiale exposée dans les chapitres précédents, et le nouvel encours corrigé figurent en annexe 2. Globalement, les écarts sont faibles entre les deux séries de taux de croissance, et les profils ne sont pas impactés significativement par la correction. On note toutefois que pour certaines variables, des variations extrêmes se trouvent atténuées par le nouveau calcul : c'est le cas pour les TCN, les titres pris en pension, les crédits aux sociétés d'assurance et les crédits à la clientèle financière. Il apparaît donc souhaitable d'intégrer les corrections présentées dans ce chapitre dans les chaînes de production dédiées à la désaisonnalisation.

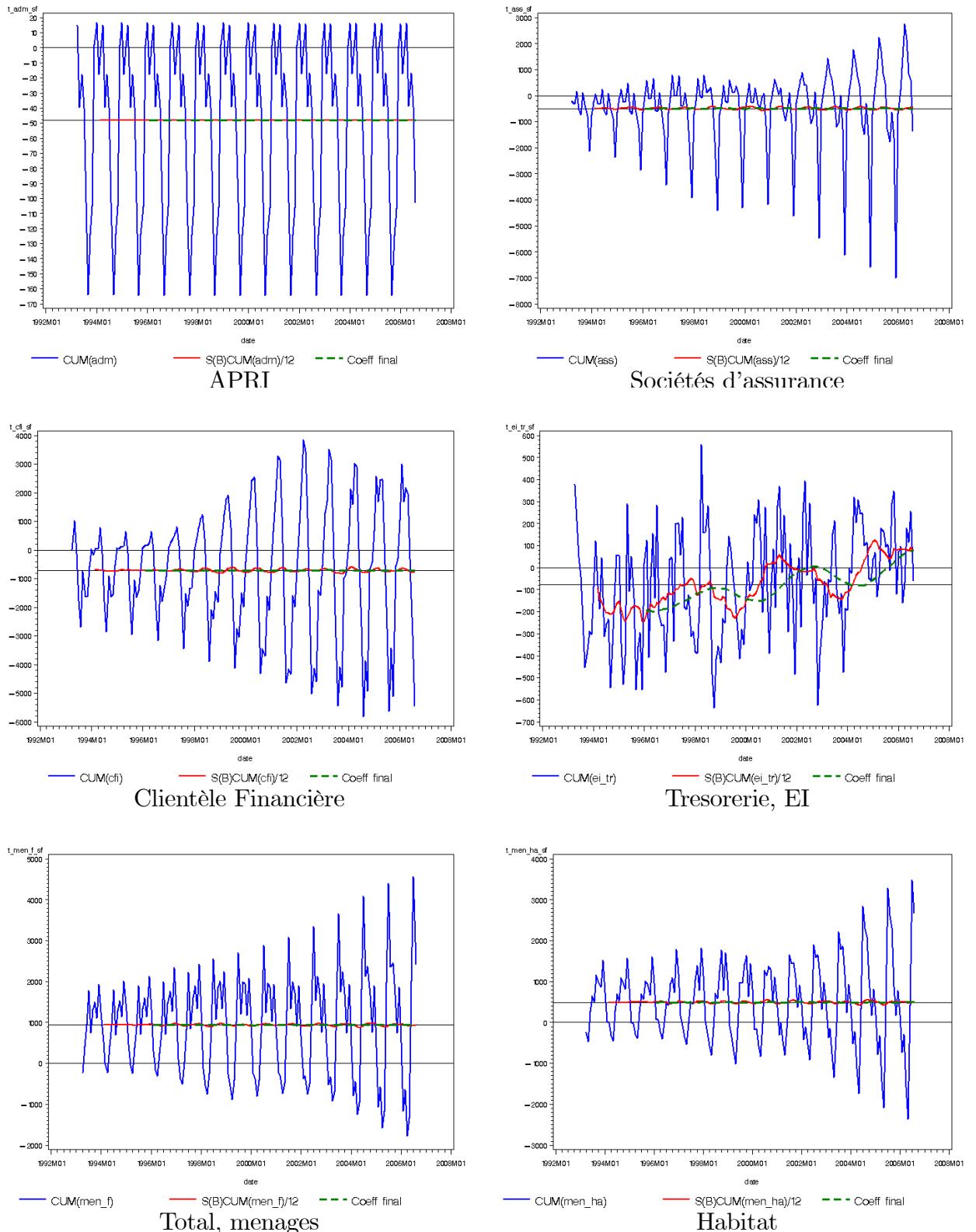
## 7. Annexe 1

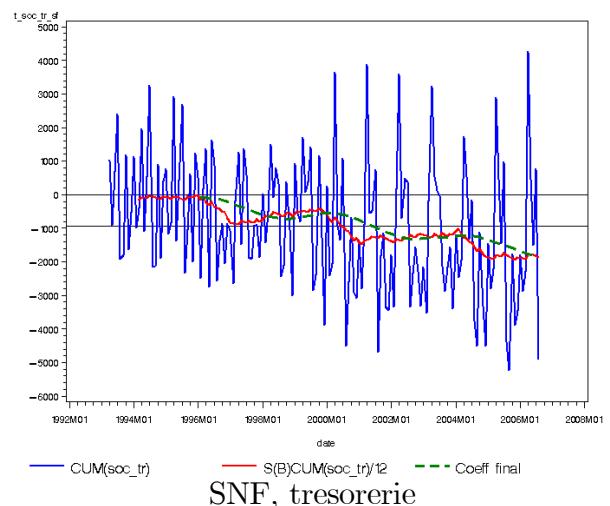
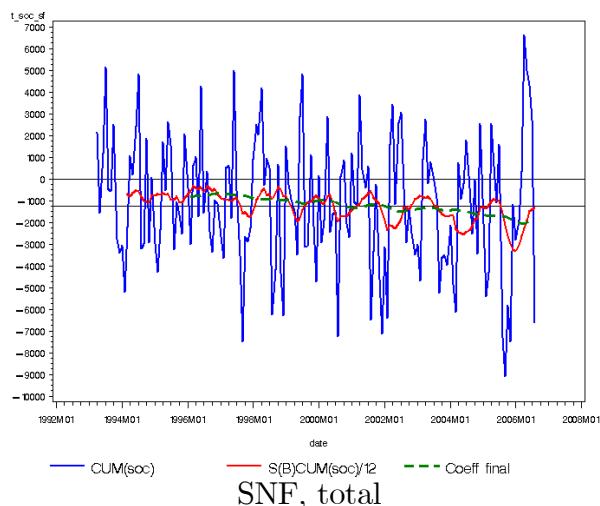
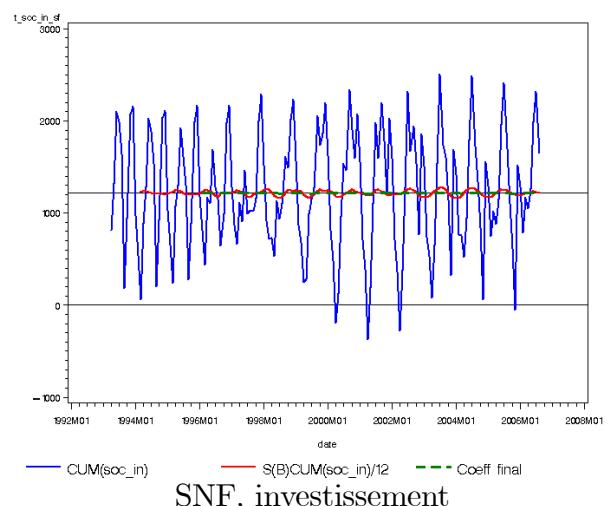
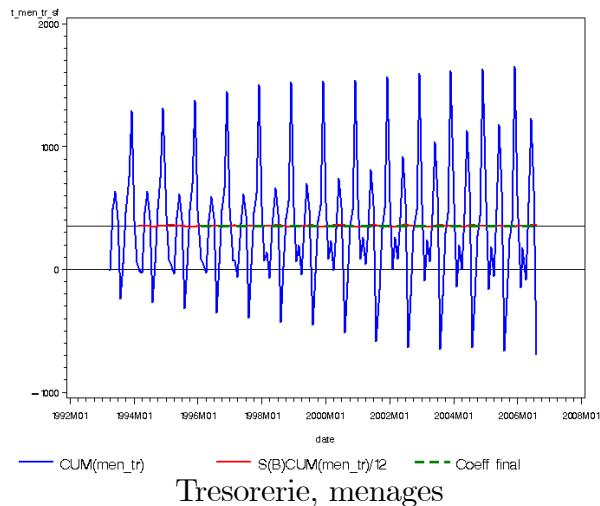
### 7.1. Passif





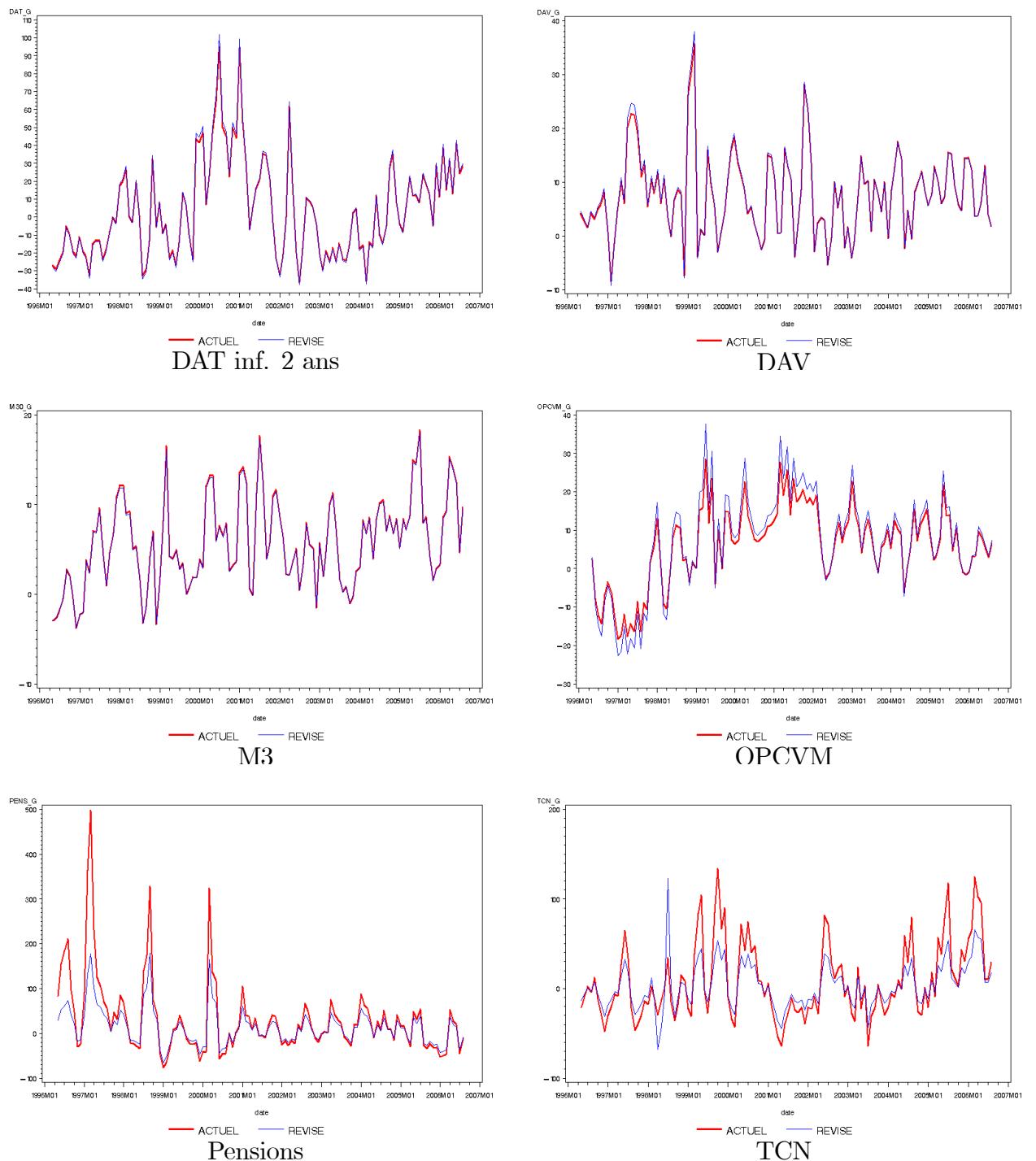
## 7.2. Actif : Crédits

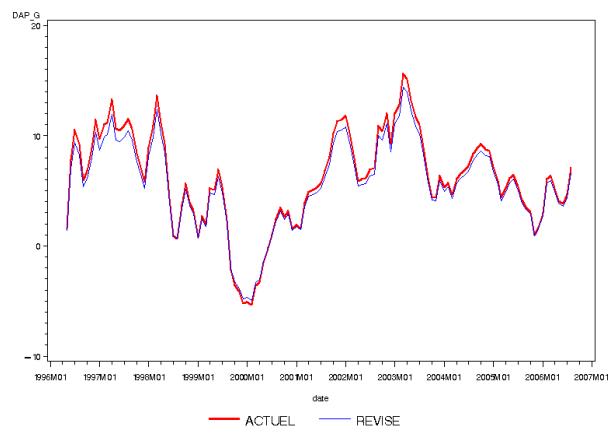




## 8. Annexe 2

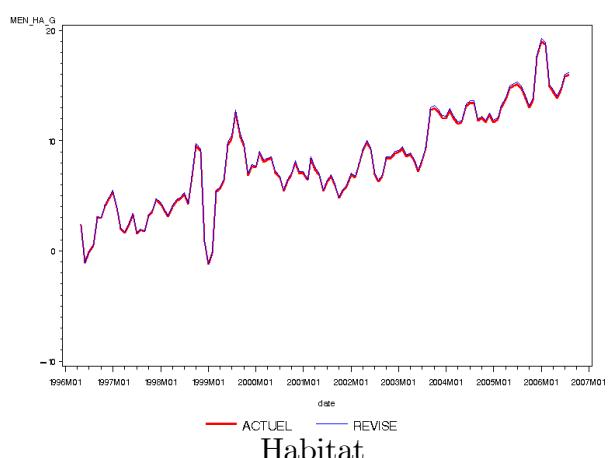
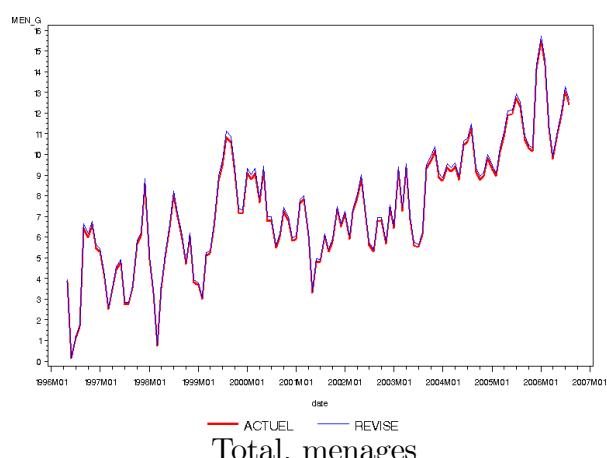
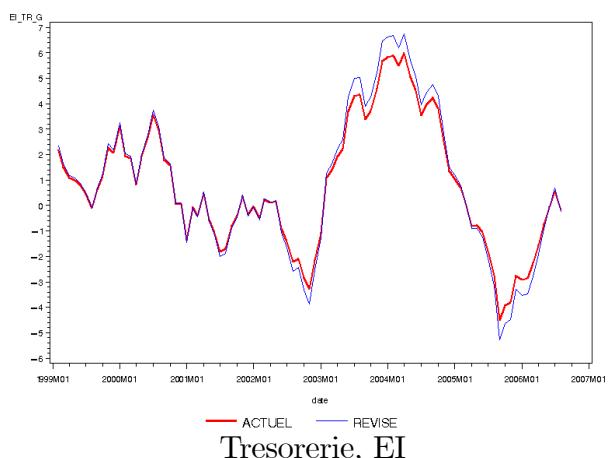
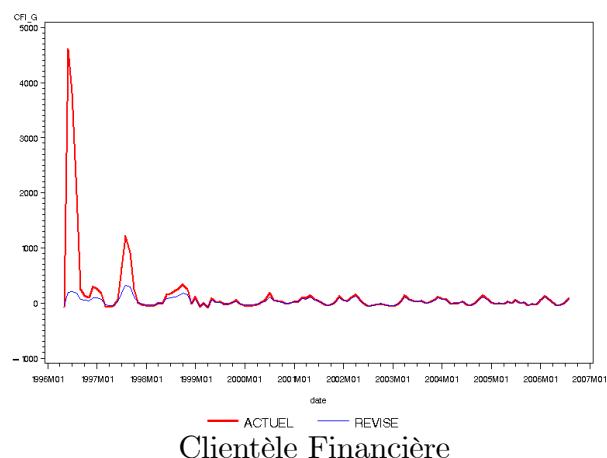
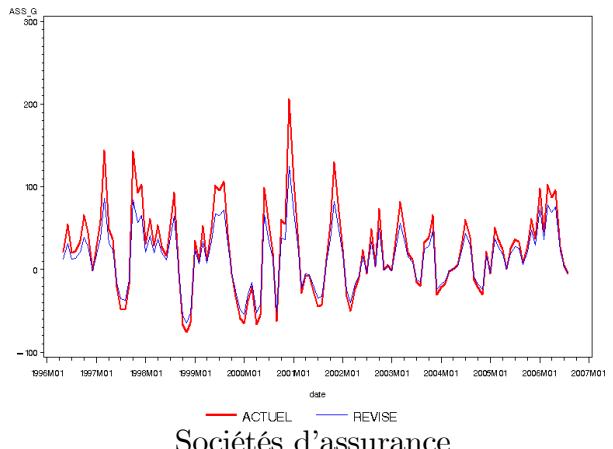
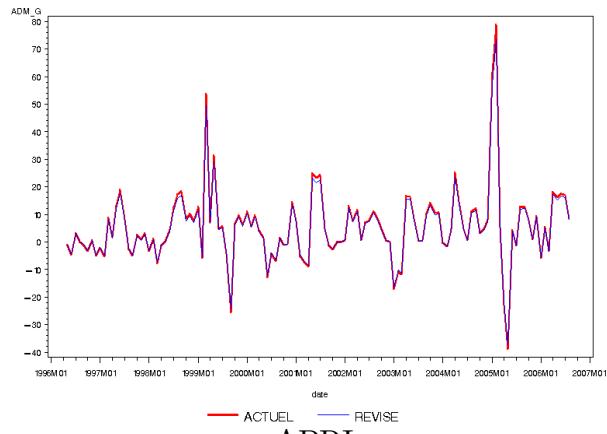
### 8.1. Passif

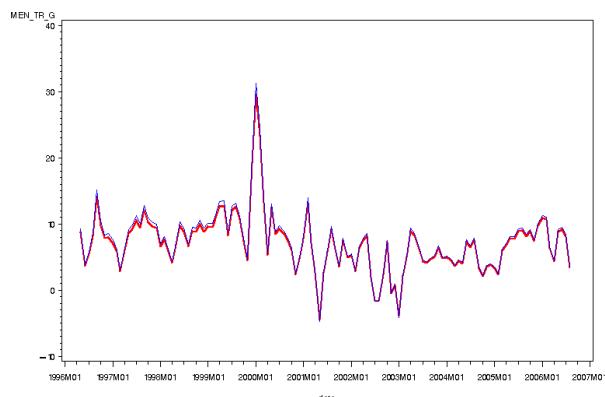




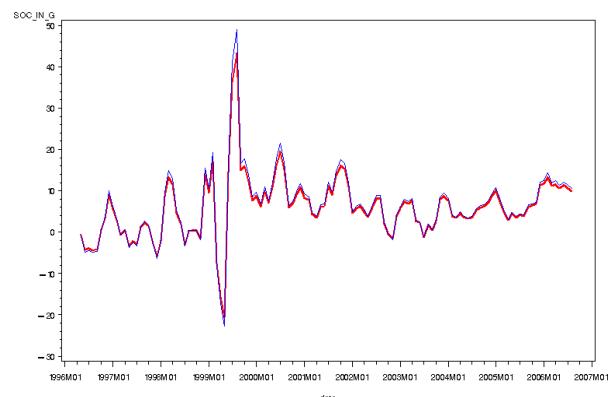
DAP inf. 3 mois

## 8.2. Actif : crédits

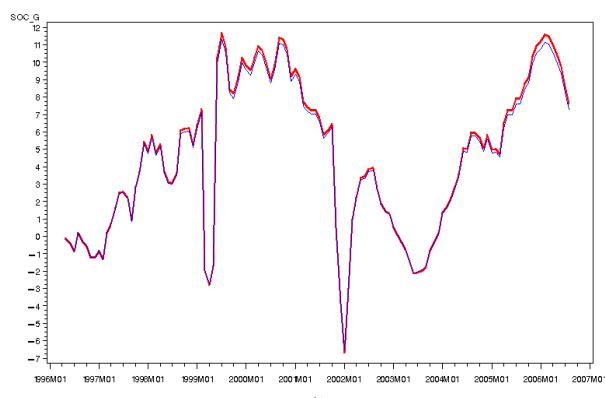




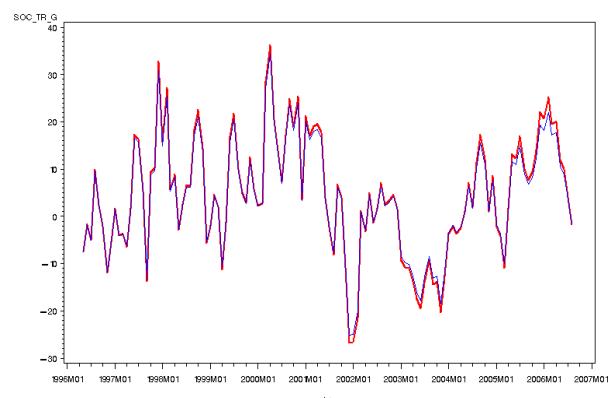
Tresorerie, menages



SNF, investissement



SNF, total



SNF, tresorerie

## Bibliographie

- Andrews, D.W.K., et Ploberger., W.**, 1994, Optimal Tests when a Nuisance Parameter is Present Only under the Alternative, *Econometrica*, 62, 1383-1414.
- Bell, W.R.**, 1984, Signal extraction for non stationary time series, *Annals of Statistics*, 12, 646-664.
- Bell, W.R., et Martin, D.E.K.**, 2002, Computation of Asymmetric Signal Extraction Filters and Mean Squared Error for ARIMA Component Model, *Statistical Research Division, Bureau of the Census*.
- Boswijk, H.P., et Franses, P.H.**, 1996, Unit roots in periodic autoregressions, *Journal of Time Series Analysis*, 17, 221-245.
- Burman, J.P.**, 1980, Seasonal adjustment by signal extraction, *Journal of the Royal Statistical Society, Serie. A*, 143, 321-338.
- Dagum, E.B**, 1975, Seasonal factor forecasts from ARIMA models, *Bulletin of the International Statistical Institute, Proceedings of the 40th Session*.
- Dagum, E.B, et Quenneville B.**, 1993, Dynamic linear models for time series components, *Journal of Econometrics*, 55, 333-357.
- Dahlhaus, R.**, 1997, Fitting time series models to non stationary processes, *Annals of Statistics*, 25, 1-37.
- Dehay, D.**, 1994, Spectral analysis of the covariance of the almost periodically correlated processes, *Stochastic Processes and Their Applications*, 50, 315-330.
- Dosse J. et Planas C.**, 1996, Revisions in seasonal adjustment methods : an empirical comparison of X-12-ARIMA and SEATS, Eurostat, Working Paper, September.
- ECB**, 2002, Seasonal Adjustment of Euro Area Monetary Aggregates, Status report on the main developments over the last 12 months, MBS/02.77.
- ECB**, 2000a, Final Report of the ECB Task Force on Seasonal Adjustment, Money and Banking Statistics Division, General Economic and Financial Statistics Division, June 28<sup>th</sup> 2000.
- ECB**, 2000b, Long-Term Approach for Euro Area Monetary Aggregates, Task Force on Seasonal Adjustment, 0001/02.
- Findley D.F. et Martin D. E. K.** 2002, Frequency Domain Analyses of SEATS and X-11/12-ARIMA Seasonal Adjustment. Filters for Short and Moderate-Length Time Series , U.S. Census Bureau, Washington, DC.
- Findley D.F., Monsell B.C., Bell W.R., Otto M.C. et Chen B.C.**, 1998, New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal Adjustment Program, *Journal of Business and Economics Statistics*, 16, 127-157.
- Fontenay, E.**, 2006, La désaisonnalisation des séries d'agrégats monétaires et de crédit à la Banque de France: aspects théoriques et mise en oeuvre, *Banque de France*, NER – E # 147
- Franses, P.H.**, 1993, A multivariate approach to modelling univariate seasonal time series, *Journal of Econometrics*, 63, 133-151.

**Franses,P.H et Ooms M.**, 1994, Forecasting changing seasonal components using periodic correlations, *Atelier sur les comptes nationaux trimestriels, INSEE-EUROSTAT*.

**Geweke**, 1977, The Temporal and Sectoral Aggregation of Seasonally Adjusted Time Series, in 'Seasonal Analysis of Economic Time Series', Ed. A. Zellner, Washington D.C., U.S. Bureau of Census

**Ghysels, E.**, 1988, A study towards a dynamic theory of seasonality for economic time series, *Journal of the American Statistical Association*, 83, 168-172.

**Ghysels, E.**, 1993, A times series model with periodic stochastic regime switching, *Discussion Paper no. 9314, C.R.D.E., Université de Montréal*.

**Ghysels, E.**, 1997, Seasonal Adjustment and Other Data Transformations, *Journal of Business and Economics Statistics*, 15, 410-418.

**Ghysels, E. Granger, C.W.J. et Siklos, P.L..**, 1996, Is Seasonal Adjustment a linear or non-linear Data-Filtering Process ?, *Journal of Business and Economics Statistics*, 14, 374-386

**Ghysels, E. et Perron, P.**, 1993, The effect of seasonal adjustment filters on tests of unit root, *Journal of Econometrics*, 55, 57-99.

**Ghysels, E., Hall, A. et Lee, H.S.,** 1995, On periodic structures and testing for seasonal unit roots, *Discussion Paper no. 1995, C.R.D.E., Université de Montréal*.

**Gladyshev, E.G.**, 1961, Periodic correlated random sequences, *Soviet Mathematics*, 2, 385-388.

**Hamilton, J.D.**, 1989, A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle, *Econometrica*, 57, 357-384.

**Hansen, L.P. et Sargent, T.J.**, 1993, Seasonality and approximation errors, *Journal of Econometrics*, 55, 21-57.

**Harvey, A.C. et Peters, S.**, 1990, Estimation procedures for structural time series models, *Journal of Forecasting*, 9, 89-108.

**Hurd, H.L.**, 1991, Correlation theory of almost periodically correlated processes, *Journal of Multivariate Analysis*, 37, 24-45.

**Hillmer, S.C. et Tiao, G.C.**, 1982, An ARIMA model-approach to seasonal adjustment, *Journal of the American Statistical Association*, 77, 63-70.

**Koopman, S.J, Harvey, Doornik, J.A. et Shepard, N.**, 1995, STAMP 5.0 – Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor, *Chapman and Hall*.

**Laaksonen, M.**, 2002, The Discrete Wavelet Transform based Seasonal Adjustment of Quarterly Sampled Data, *Working Paper, Department of Mathematics and Statistics, University of Vaasa*.

**Lacroix, R**, 2006, Analyse conjoncturelle de données brutes et estimation de cycle, *Document de travail, Banque de France*.

**Laroque, G.**, 1977, Analyse d'une méthode de désaisonnalisation : le programme X-11 du US Bureau of the Census, version trimestrielle, *Annales de l'INSEE*, 88, 105-127.

**Lee, H.S.**, 1992, Maximum likelihood inference on cointegration and seasonal cointegration, *Journal of Econometrics*, 52, 1-47.

**Lee, H.S et Siklos, P.L.**, 1997, The role of seasonality in economic time series: reinterpreting money-output causality in U.S. data, *International Journal of Forecasting*, 13, 381-391

**Loeve, M.**, 1965, Probability theory (*Van Nostrand Reinhold, New-York*).

**Maravall, A.**, 1994, Program SEATS : *User instructions Appendix A*.

**Miron J**, 1996, The economics of seasonal cycles, *The MIT Press*.

**Nerlove, M.**, 1964, Spectral analysis of seasonal adjustment procedures, *Econometrica*, 32, 241-286.

**Nerlove, M., Ross, D., et Willson, D.**, 1993, The importance of seasonality in inventory models : Evidence from business survey data, *Journal of Econometrics*, 55, 105-135.

**Ploberger, W, et Krämer,** 1992, The CUSUM Test with OLS Residuals, *Econometrica*, 60, 271-286.

**Sims, C. A.**, 1974, Seasonality in regression, *Journal of the American Statistical Association*, 69, 618-626.

**Tiao, G.C. et Grupe, M.R.**, 1980, Hidden periodic autoregressive-moving average models in time series data, *Biometrika*, 67, 365-373.

## Notes d'Études et de Recherche

183. J. Coffinet and S. Gouteron, "Euro Area Market Reactions to the Monetary Developments Press Release," October 2007.
184. C. Poilly, "Does Money Matter for the Identification of Monetary Policy Shocks: A DSGE Perspective," October 2007.
185. E. Dhyne, C. Fuss, H. Pesaran and P. Sevestre, "Lumpy Price Adjustments: a Microeconometric Analysis," October 2007.
186. R. Cooper, H. Kempf and D. Peled, "Regional Debt in Monetary Unions: Is it Inflationary?," November 2007.
187. M. Adanero-Donderis, O. Darné and L. Ferrara, « Deux indicateurs probabilistes de retournement cyclique pour l'économie française », Novembre 2007.
188. H. Bertholon, A. Monfort and F. Pegoraro, "Pricing and Inference with Mixtures of Conditionally Normal Processes," November 2007.
189. A. Monfort and F. Pegoraro, "Multi-Lag Term Structure Models with Stochastic Risk Premia," November 2007.
190. F. Collard, P. Fève and J. Matheron, "The Dynamic Effects of Disinflation Policies," November 2007.
191. A. Monfort and F. Pegoraro, "Switching VARMA Term Structure Models - Extended Version," December 2007.
192. V. Chauvin and A. Devulder, "An Inflation Forecasting Model For The Euro Area," January 2008.
193. J. Coffinet, « La prévision des taux d'intérêt à partir de contrats futurs : l'apport de variables économiques et financières », Janvier 2008.
194. A. Barbier de la Serre, S. Frappa, J. Montornès et M. Murez, « La transmission des taux de marché aux taux bancaires : une estimation sur données individuelles françaises », Janvier 2008.
195. S. Guilloux and E. Kharroubi, "Some Preliminary Evidence on the Globalization-Inflation nexus," January 2008.
196. H. Kempf and L. von Thadden, "On policy interactions among nations: when do cooperation and commitment matter?," January 2008.
197. P. Askenazy, C. Cahn and D. Irac "On "Competition, R&D, and the Cost of Innovation, February 2008.
198. P. Aghion, P. Askenazy, N. Berman, G. Cette and L. Eymard, "Credit Constraints and the Cyclicalities of R&D Investment: Evidence from France," February 2008.
199. C. Poilly and J.-G. Sahuc, "Welfare Implications of Heterogeneous Labor Markets in a Currency Area," February 2008.
200. P. Fève, J. Matheron et J.-G. Sahuc, « Chocs d'offre et optimalité de la politique monétaire dans la zone euro », Février 2008.

201. N. Million, « Test simultané de la non-stationnarité et de la non-linéarité : une application au taux d'intérêt réel américain », Février 2008.
202. V. Hajivassiliou and F. Savignac, “Financing Constraints and a Firm’s Decision and Ability to Innovate: Establishing Direct and Reverse Effects,” February 2008.
203. O. de Bandt, C. Bruneau and W. El Amri, “Stress Testing and Corporate Finance,” March 2008.
204. D. Irac, “Access to New Imported Varieties and Total Factor Productivity: Firm level Evidence From France,” April 2008.
205. D. Irac, “Total Factor Productivity and the Decision to Serve Foreign Markets: Firm Level Evidence From France,” April 2008.
206. R. Lacroix, “Assessing the shape of the distribution of interest rates: lessons from French individual data,” April 2008.
207. R. Lacroix et Laurent Maurin, « Désaisonnalisation des agrégats monétaires : Mise en place d'une chaîne rénovée », Avril 2008.

Pour accéder à la liste complète des Notes d'Études et de Recherche publiées par la Banque de France veuillez consulter le site : <http://www.banque-france.fr/fr/publications/ner/ner.htm>

For a complete list of Working Papers published by the Banque de France, please visit the website:  
<http://www.banque-france.fr/gb/publications/ner/ner.htm>

Pour tous commentaires ou demandes sur les Notes d'Études et de Recherche, contacter la bibliothèque de la direction de la recherche à l'adresse suivante :

For any comment or enquiries on the Working Papers, contact the library of the Research Directorate at the following address :

BANQUE DE FRANCE  
41- 1404 Labolog  
75049 Paris Cedex 01  
tél : 0033 (0)1 42 92 49 55 ou 62 65  
fax : 0033 (0)1 42 92 62 92  
email : [thierry.demoulin@banque-france.fr](mailto:thierry.demoulin@banque-france.fr)  
[jeannine.agoutin@banque-france.fr](mailto:jeannine.agoutin@banque-france.fr)