
NOTES D'ÉTUDES

ET DE RECHERCHE

**LA DÉSAISONNALISATION DES SÉRIES
D'AGRÉGATS MONÉTAIRES ET DE CRÉDIT
À LA BANQUE DE FRANCE :
ASPECTS THÉORIQUES ET MISE EN ŒUVRE**

Élisabeth FONTENY

Juin 2006

NER - E # 147



**LA DÉSAISONNALISATION DES SÉRIES
D'AGRÉGATS MONÉTAIRES ET DE CRÉDIT
À LA BANQUE DE FRANCE :
ASPECTS THÉORIQUES ET MISE EN ŒUVRE**

Élisabeth FONTENY

Juin 2006

NER - E # 147

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 ».

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".

La désaisonnalisation des séries d'agrégats monétaires et de crédit à la Banque de France : aspects théoriques et mise en œuvre

Élisabeth FONTENY

Nous tenons à remercier Renaud Lacroix et Laurent Maurin qui ont contribué de manière significative à la mise en place du processus de désaisonnalisation des séries d'agrégats monétaires à la Banque de France, et sans qui cette étude n'aurait pu être réalisée.

Résumé

Depuis juillet 2003, la Banque de France utilise des données corrigées des variations saisonnières (CVS) dans le cadre du suivi mensuel de la conjoncture monétaire nationale, à partir d'outils statistiques rénovés. En fait, jusqu'à la mise en place de la monnaie unique en 1999, la Banque de France calculait déjà des données CVS en recourant à une méthode relativement ancienne, X11-ARIMA. En raison des limites inhérentes à cet outil, la Banque de France a mis en place un nouvel outil de désaisonnalisation, qui s'appuie à la fois sur TRAMO-SEATS et sur X12-ARIMA, et qui conduit à définir une politique de révision des CVS propre à chaque série désaisonnalisée.

L'objectif de la présente note est de présenter et d'expliquer les choix effectués par la Banque de France lors de la refonte du processus de production de séries monétaires et de crédits corrigés de variations saisonnières. Les rappels théoriques relatifs au concept de saisonnalité et aux différentes méthodes de désaisonnalisation sont effectués dans le seul but d'éclairer ces choix, et non dans la perspective d'un travail de recherche.

Après avoir fait le point sur la notion de saisonnalité ainsi que sur les principales méthodes de désaisonnalisation existantes, cette note explicite le nouveau processus de désaisonnalisation mis en œuvre à la Banque de France dans le domaine des statistiques monétaires et de crédit. Des exemples concrets concernant les crédits aux entreprises ainsi que les prêts à l'habitat sont présentés afin d'illustrer les difficultés rencontrées dans la production de statistiques mensuelles et l'incidence sur ces dernières des choix effectués par le producteur de données en matière de modélisation de la saisonnalité.

Mots-clés: Méthodes de désaisonnalisation, agrégats monétaires, points aberrants, modèles SARIMA.
Codes JEL : C22, C51

Abstract

Since July 2003, the Banque de France has been using seasonally adjusted (SA) data for the monthly reporting of national monetary developments, with renewed statistical tools. Before the start of the single currency in 1999, the Banque de France already calculated seasonally adjusted data, using a rather old method, X11-ARIMA. Due to the shortcomings of this means, the Banque de France has developed a new method of seasonal adjustment, using both TRAMO-SEATS and X12-ARIMA, and defining a specific revision policy for each SA series.

This paper aims at presenting and explaining the choices made by the Banque de France regarding the implementation of the new production process of seasonally monetary and loans series. In the meantime, the theoretical background related to the concept of seasonality and to various seasonal adjustment methods is shown in order to throw light on these choices, thus not from a research angle.

The paper firstly provides information about the concept of seasonality as well as the existing methods of seasonal adjustment. The new production process of SA monetary data at the Banque de France is then described. Two examples related to the seasonal adjustment of loans to enterprises and to housing loans are included in order to stress the difficulties implied by the monthly production of SA data, as well as the impact on then output of the choices made by the producer regarding the modelling of the seasonality.

Keywords: Seasonal adjustment methods, monetary aggregates, outliers, SARIMA models.
Codes JEL : C22, C51

Résumé non technique

La présente note décrit le nouvel outil de désaisonnalisation mis en place depuis juillet 2003 par la Banque de France dans le cadre de la publication mensuelle des évolutions monétaires nationales. Pour ce faire, le cadre théorique et statistique de la désaisonnalisation est d'abord développé afin d'éclairer les choix méthodologiques présentés par la suite. On rappelle ainsi qu'il n'existe pas, dans la théorie économique, de définition consensuelle et univoque de la saisonnalité. En revanche, on peut en discerner les causes exogènes, comme le climat ou les rythmes sociétaux, ou bien encore la division du temps en années, mois et semaines.

L'exercice de désaisonnalisation consiste à formuler l'hypothèse selon laquelle chaque série peut être décomposée en quatre éléments : tendance, cycle, saisonnalité et irrégulier, puis à estimer la composante saisonnière afin de l'extraire de la série, pour obtenir *in fine* la série désaisonnalisée. A cet effet, deux types de méthodes sont à la disposition du producteur de données : paramétriques, c'est à dire par extraction du signal (TRAMO-SEATS) et non paramétriques, par lissage de la série *via* l'utilisation de moyennes mobiles (Census-X11, X12-ARIMA).

En l'état actuel des recherches et de la littérature, il n'est pas possible de déterminer laquelle de ces deux méthodes produit les meilleurs résultats en termes d'ajustement saisonnier. Aussi, la méthode de désaisonnalisation mise en œuvre par la Banque de France consiste à utiliser conjointement TRAMO-SEATS et X12-ARIMA pour toutes les séries traitées, *i.e.* la contribution française à M3, ses composantes et ses contreparties.

TRAMO est tout d'abord employé pour détecter les points atypiques puis formuler un modèle SARIMA adéquat. Ensuite, chaque série est successivement désaisonnalisée par SEATS et X12 en s'appuyant dans les deux cas sur le même modèle SARIMA défini par TRAMO. La série CVS choisie en définitive est celle qui optimise les critères définis par la politique de révision, spécifique à chaque série. Cette politique a été défini afin de gérer au mieux la contradiction existant entre d'une part, la nécessité d'intégrer chaque mois toute l'information disponible, ce qui implique de réviser les séries désaisonnalisées à chaque fois qu'elle est mise à jour, et d'autre part, l'impératif de maintenir la crédibilité des chiffres publiés, ce qui suppose de limiter la fréquence et l'ampleur des révisions. De manière empirique, cette contradiction est résolue en recherchant la séquence optimale de révision en fonction des fréquences de prévision (mensuelle dans tous les cas), de réestimation des coefficients du modèle SARIMA sous-jacent et de réidentification de ce modèle (fréquences mensuelles, trimestrielles ou annuelles) propres à chaque série. La décision s'appuie sur des indicateurs permettant, pour chaque combinaison de révision testée, d'apprécier la fiabilité de la première publication d'un point mensuel CVS et d'estimer la vitesse de convergence vers la valeur « finale » de ce point.

Enfin, deux exemples viennent illustrer le propos, en décrivant les difficultés concrètes liées à la production mensuelle de données CVS. Celles-ci sont principalement liées au traitement de la dégradation des tests utilisés pour évaluer la qualité du modèle SARIMA sous-jacent, ainsi qu'à la gestion des points aberrants. Dans tous les cas, l'enjeu est d'appliquer les règles définies au titre de la politique de révision, tout en conservant néanmoins une certaine souplesse de gestion afin de s'adapter aux évolutions de chaque série.

Non-technical summary

The paper describes the renewed tool of seasonal adjustment implemented since July 2003 at the Banque de France, within the framework of the monthly reporting of French monetary developments. In this view, the theoretical and statistical background of seasonal adjustment is firstly presented in order to clarify the methodological choices stated afterwards. It is reminded that seasonality has never received a single definition in the economic theory. Nevertheless, the exogenous causes of seasonality, like climate, social patterns, or the division of time in years, months and weeks, can be distinguished.

The exercise of seasonal adjustment consists in assuming that each series can be decomposed into four elements: trend, cycle, irregular and seasonality, then in estimating the seasonal component in order to eliminate it from the series, which results in the seasonal adjusted series. To do so, two kinds of methods can be used: parametric ones, that is, using signal extraction (TRAMO-SEATS method), and

non parametric ones, by smoothing the series with moving averages (Census-X11, X12-ARIMA methods).

As the literature is not able yet to find out which method gives the best results regarding seasonal adjustment quality, the method implemented by the Banque de France consists in using both TRAMO-SEATS and X12-ARIMA for all treated series, i.e. M3, its components and counterparts.

TRAMO is first used in order to detect the atypical points in the series, as well as to formulate a convenient SARIMA model. Secondly, each series is successively seasonally adjusted with SEATS and X12, using in both cases the same SARIMA model as initially defined by TRAMO. The final SA series is chosen according to the criteria defined by the revision policy, specific for each series.

This revision policy is implemented in order to solve the contradiction between, on the one hand, the need of taking into account the whole available information each month, which implies to revise the SA series, and, on the other hand, the need for credible figures, which implies to limit the occurrence and the magnitude of revisions. It consists in defining empirically the optimal revision combination, according to the frequencies of forecasting (always monthly), of re-estimation of the coefficients of the SARIMA model and of re-identification of the model itself (monthly, quarterly or yearly frequencies). The final decision is based on indicators allowing for the assessment of the quality of the first publication of a SA monthly point and the convergence speed toward the “final” value of this point.

Finally, two concrete examples are included into the paper in order to show how complex the monthly production of SA data is. This mainly reflects the handling of the worsening of the tests used to assess the quality of the SARIMA model, as well as the management of outliers. In all cases, the global rules defined by the revision policy should be applied strictly but with flexibility, in order to be able to cope with the peculiarity of the each series.

Introduction

Depuis la mise en place de l'Union Monétaire en 1999, le suivi de l'agrégat M3, de ses composantes et de ses contreparties constitue un des deux piliers de la stratégie de politique monétaire de la BCE. La production et l'analyse des composantes nationales de cet agrégat de la zone euro demeurent largement du ressort des banques centrales nationales (BCN) de l'Eurosystème. Ces données nationales sont brutes dans la mesure où elles découlent directement de sources comptables, leur élaboration ne nécessitant que ponctuellement l'usage d'estimations.

La BCE publie des données corrigées des variations saisonnières depuis juillet 2001. Jusqu'à la mi-2003, seul l'agrégat M3 ainsi que ses principales composantes faisaient l'objet d'une désaisonnalisation. Depuis lors, l'ensemble des composantes et des contreparties de M3 sont désaisonnalisés.

Jusqu'à la mise en place de la politique monétaire unique, la Banque de France calculait des séries corrigées des variations saisonnières des principales composantes des agrégats monétaires en utilisant une méthode relativement ancienne (X11 – ARIMA). Pour autant, les changements méthodologiques importants induits par les travaux d'harmonisation européens, les limites de X11-ARIMA s'agissant de la détection des *outliers*¹ et de la correction des jours ouvrables l'ont conduite à différer pour un temps la production des corrections des variations saisonnières des composantes de la contribution française aux statistiques monétaires de la zone euro. Depuis juillet 2003, la Banque de France a toutefois renoué avec l'utilisation des données CVS pour le suivi mensuel de la conjoncture monétaire nationale en s'appuyant sur des outils statistiques rénovés. Ces données CVS sont publiées sur le site Internet de la Banque de France.

L'originalité de la méthode de désaisonnalisation utilisée par la Banque réside essentiellement dans l'utilisation conjointe des deux principales méthodes de désaisonnalisation, TRAMO – SEATS et X12 – ARIMA, ainsi que dans la politique de révision des facteurs saisonniers, spécifique à chaque série, ces deux éléments structurant le cadre d'analyse utilisé pour la désaisonnalisation réalisée chaque mois.

La production de séries CVS mensuelles constitue cependant un exercice délicat, notamment en raison de la difficulté à apprécier la signification économique des chocs affectant les points les plus récents des séries. La pratique et l'expérience permettent néanmoins de définir des règles de résolution qui complètent celles arrêtées au titre de la politique de révision des séries.

L'objectif du papier est de présenter et de justifier les choix effectués par la Banque de France lors de la mise en place du processus de production de séries monétaires et de crédits corrigés de variations saisonnières. Les rappels théoriques relatifs au concept de saisonnalité et aux différentes méthodes de désaisonnalisation sont effectués dans le seul but d'explicitier ces choix, et non dans la perspective d'un travail de recherche.

Après un bref rappel du cadre théorique de l'analyse de la saisonnalité, les principes retenus et le travail préparatoire mené pour mettre en place la structure de production de séries CVS sont exposés, ainsi que les difficultés liées au calcul au mois le mois des données CVS. Deux exemples de la façon dont les CVS sont produites et des difficultés rencontrées dans ce processus viennent enfin illustrer le propos.

¹ Le terme d'« *outlier* » est généralement traduit par « point aberrant ». Dans le domaine des séries temporelles, il s'agit de points atypiques ou de valeurs extrêmes par rapport au reste de la série.

1. Cadre théorique et statistique

1.1. Qu'est-ce que la saisonnalité ?

La notion de saisonnalité n'a jamais reçu dans la littérature économique de définition univoque et consensuelle. En fait, cette définition dépend du type de modélisation choisi, et ce choix préalable apparaît toujours plus ou moins arbitraire.

Pour autant, rien n'empêche de discerner les sources exogènes des phénomènes saisonniers dans les séries économiques (Lacroix, 2002), puis d'analyser la transmission de ces chocs saisonniers à l'économie au travers des décisions prises par les agents économiques.

De façon générale, les sources de saisonnalité sont liées :

- au climat, et à son effet sur le cycle biologique. Citons par exemple les variations de la consommation d'énergie ou la production agricole ;
- aux rythmes sociétaux. On peut citer à ce sujet les échanges de cadeaux à l'occasion des fêtes de fin d'année, qui conduisent à une forte augmentation de la demande au mois de décembre, et par anticipation à une hausse de la production et des stocks au dernier trimestre. De même, les revalorisations du salaire minimum ont lieu à des dates précises, et le marché du travail fluctue avec les débuts et fins d'année scolaire ;
- à la répartition des dates remarquables (jours fériés, fins de mois, etc.). Ce facteur est lié à la division du temps en années, mois, semaines. Il joue un rôle du fait de son interaction avec les deux autres sources de saisonnalité précédemment mentionnées. Ainsi les variables de flux sont sensibles à la structure des jours du mois, en particulier la répartition entre jours ouvrés et chômés : la production se concentre sur les jours ouvrés, tandis que la consommation des ménages connaît des pics hebdomadaires le week-end.

Concernant plus spécifiquement les agrégats monétaires, les principales sources de saisonnalité sont notamment liées (Vazeille, 2001) :

- aux dates des vacances et des fêtes de fin d'année, au paiement d'un treizième mois, à la date de paiement des tiers provisionnels, qui exercent non seulement un impact direct sur l'encours des billets et pièces en circulation ainsi que sur les dépôts à vue, mais également une incidence indirecte sous la forme d'effets de report à certaines occasions (week-end, congés) entre M3–M1 et M1 ;
- à la date de capitalisation des intérêts pour les livrets d'épargne ;
- à l'impact des règles fiscales, qui conduisent notamment à extérioriser en fin d'année une partie des plus values pour exploiter les seuils de non imposition (OPCVM monétaires de capitalisation).

1.2. Les difficultés liées à l'identification de la composante saisonnière

Les agents économiques sont donc confrontés à des chocs de nature saisonnière, mais aussi à de nombreux autres types de chocs (grève, annonce d'une mesure fiscale, hausse du prix du pétrole, etc.), qu'ils prennent en compte dans le cadre de la maximisation de leur utilité intertemporelle. Les choix qui en découlent vont souvent refléter des inflexions saisonnières, mais il n'est pour autant pas possible d'identifier les chocs et les mouvements saisonniers de la série résultante. Autrement dit, ces chocs peuvent tout aussi bien expliquer les variations de court terme que la composante saisonnière à proprement parler, car il peut y avoir interaction entre composante saisonnière et composante cyclique (Lacroix, 2002).

Ce lien entre cycle des affaires et saisonnalité peut être appréhendé au travers de l'interdépendance entre demande et production. Il a été en effet démontré empiriquement sur des données américaines que l'économie sort de récessions beaucoup plus facilement lorsque la saisonnalité est au plus haut (Ghysels, 1988). En d'autres termes, il est peu probable qu'un épisode de croissance s'interrompe en fin d'année.

La désaisonnalisation consiste donc à retirer la saisonnalité apparente des séries afin d'en faciliter la lecture, ce qui s'apparente à l'analyse de la variance : il s'agit de mesurer la variabilité associée à la tendance et au cycle, en « contrôlant » les effets saisonniers (Lacroix, 2002).

Pour fixer les idées, on suppose généralement que la série brute Y_t se décompose de la façon suivante :

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

T_t représente la tendance, C_t le cycle, S_t la composante saisonnière et I_t l'irrégulier. Chacune de ces composantes nourrit une part de la variabilité de la série brute. Par exemple, la tendance se caractérise par une concentration de sa variabilité aux basses fréquences, ce qui traduit une très forte persistance de ses évolutions. L'irrégulier doit au contraire ne montrer, par définition, aucune régularité : sa variabilité est la même quelle que soit la fréquence considérée.

Ces composantes n'ont a priori pas de portée structurelle. Il s'agit de simples descriptions permettant de rendre compte de la variance de la série, sans relation avec un quelconque modèle économique. À des fins de modélisation, on est amené à caractériser les composantes et en postuler leur orthogonalité. En d'autres termes, les chocs agissant sur le profil d'évolution de la tendance sont supposés indépendants de ceux qui influencent la composante saisonnière.

La désaisonnalisation de la série consiste alors à estimer la composante inobservable S_t , puis à l'extraire de la série brute Y_t pour obtenir la série CVS, Y_t^{CVS} . Pour ce faire, l'utilisateur dispose actuellement de plusieurs outils statistiques standards : non paramétrique (Census-X11, X12-ARIMA), paramétrique par extraction du signal (TRAMO-SEATS) ou par modélisation structurelle (STAMP).

1.3. Les différentes méthodes de désaisonnalisation disponibles

1.3.1. Les méthodes non paramétriques : X11 et X12 – ARIMA

Ces procédures permettent d'identifier les différentes composantes de la série brute présentées ci-dessus en lui appliquant des filtres linéaires choisis de manière à annuler ou à conserver une composante donnée (tendance/cycle ou saisonnalité). La composante irrégulière est ensuite construite comme le résidu de la décomposition ; ainsi sa structure n'est jamais clairement précisée.

Ces filtres linéaires s'appuient sur des moyennes mobiles, qui constituent l'outil de base des méthodes de désaisonnalisation X11 puis X12 – ARIMA, et qui sont utilisées de façon itérative pour estimer les principales composantes de la série, tendance et saisonnalité. Ce sont avant tout des outils de lissage conçus pour éliminer une composante indésirable de la série.

Initialement, la méthode X11 (US Bureau of Census, 1965) reposait uniquement sur ce principe de lissage par moyennes mobiles. Mais leur utilisation pose des problèmes en début et fin de série, notamment en ce qui concerne la stabilité des estimations : ainsi, lorsqu'on dispose d'un point supplémentaire et que l'on désaisonnalise à nouveau avec la méthode X11, il n'est pas rare de constater des variations sensibles des estimations pour les dates les plus récentes.

La popularisation des modèles ARIMA à partir des travaux de Box et Jenkins (1970) a permis de remédier à ces lacunes et de compléter la méthode X11. En effet, l'ajustement d'un modèle ARIMA à

la série permet de prévoir les valeurs futures de cette série, puis d'appliquer la méthode de désaisonnalisation X11 à la série prolongée de la sorte, ce qui permet de diminuer sensiblement les révisions lors de l'ajout d'un nouveau point. C'est cette idée qui est à la base du logiciel X11 – ARIMA/80 (Dagum, 1980), lequel présente toutefois l'inconvénient majeur de ne pas corriger les effets de calendrier dans les séries avant de procéder à leur modélisation ARIMA. Les logiciels X11–ARIMA/88 et X11–ARIMA/2000 développés à Statistiques Canada (Dagum, 1988) résolvent ce problème à partir d'un traitement séquentiel et automatique de ces effets¹.

Malheureusement, l'estimation des modèles ARIMA est rendue délicate par la présence de points atypiques, de ruptures de niveau, d'effets de calendrier. La méthode X12 – ARIMA (US Bureau of Census, 1998) inclut un module appelé reg – ARIMA permettant précisément de corriger la série initiale de toutes sortes d'effets indésirables, y compris les effets de calendrier précédemment mentionnés.

1.3.2. Les méthodes paramétriques

Ces procédures sont fondées sur l'analyse spectrale et recherchent le filtre optimal à appliquer à la série affectée par des perturbations pour en extraire une composante inobservable correspondant à son « signal ». Dans le cas de la désaisonnalisation, 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 tendance, du cycle, et de l'irrégulier, ce dernier étant modélisé par un bruit blanc.

Encadré 1 : L'analyse spectrale

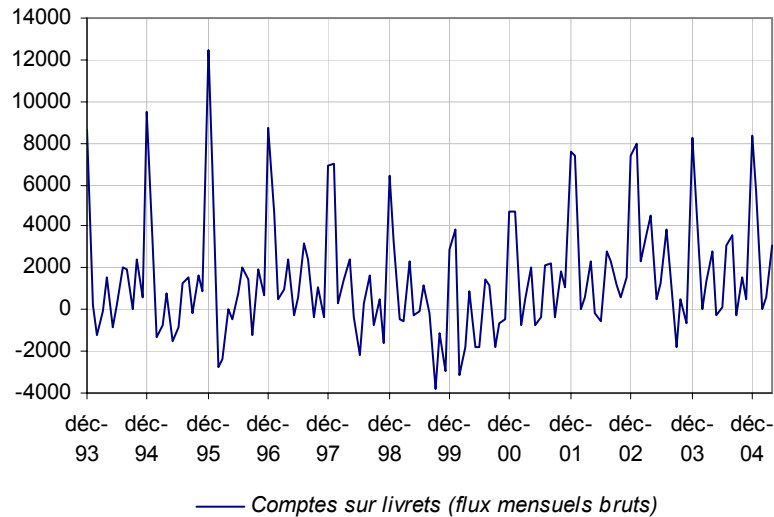
Une série temporelle peut être considérée de deux points de vue : celui du temps et celui des fréquences.

- *Considérée du point de vue du temps, la série $\{X_t\}$ est une succession de T valeurs observées aux instants t , t variant de 1 à T . Il est alors facile de représenter graphiquement une série temporelle. Les modélisations de la série, ou de ses composantes, mettant en relation la valeur à l'instant t et celles des instants passés sont relativement aisées à formaliser. C'est le cas des modèles ARIMA et SARIMA (modélisations ARIMA de type saisonnier). Le graphique 1 illustre l'évolution au cours du temps de la série de flux mensuels bruts des comptes sur livret en France. On note que cette série est caractérisée par une forte saisonnalité traduisant un pic survenant au mois de décembre de chaque année.*

Graphique 1 : Evolution mensuelle des flux bruts de comptes sur livrets en France

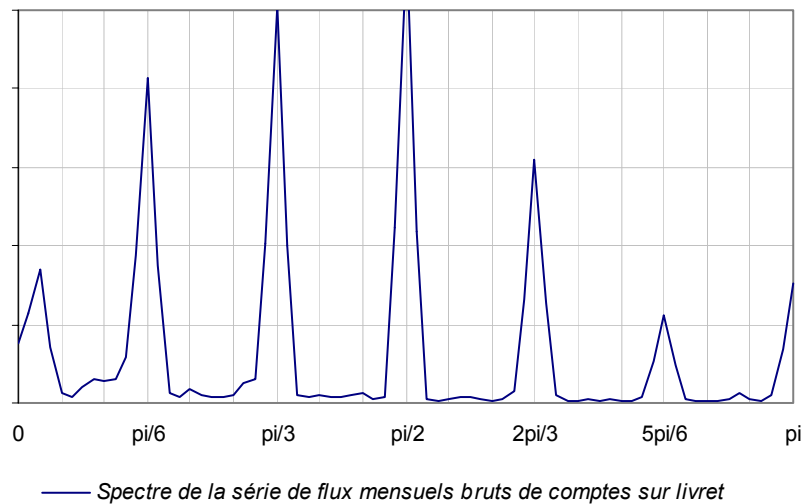
(en millions d'euros)

¹ Pour une revue détaillée de la littérature relative aux méthodes et logiciels de désaisonnalisation, se reporter aux surveys de Darné (2004) et de la BCE (2000b) dont les références sont précisées dans la bibliographie.



- *S'agissant des fréquences, on part de l'expression de la série $\{X_t\}$ comme somme de fonctions sinusoïdales. Le spectre de la série correspond au graphique qui associe à chaque fréquence son importance dans la série. Les basses fréquences correspondent par nature à des composantes évoluant lentement, comme le cycle ou la tendance, et les hautes fréquences à des composantes qui évoluent plus vite, comme l'irrégulier. Le graphique 2 montre le spectre de la série de flux mensuels de comptes sur livret.*

Graphique 2 : Spectre de la série de flux bruts de comptes sur livrets



Ce spectre laisse apparaître une forte contribution des fréquences multiples de $\pi/6$. La période associée à cette fréquence f est $\omega = 2\pi / (\pi/6) = 12$. On retrouve ainsi la saisonnalité annuelle de cette série observée dans le graphique précédent.

Au sein des méthodes paramétriques fondées sur l'extraction du signal, on peut distinguer deux approches principales :

- la première consiste à modéliser la série brute initiale à l'aide d'un modèle ARIMA puis à identifier et à estimer les composantes de la série (tendance – cycle – saisonnalité – irrégulier). C'est le principe du programme TRAMO – SEATS (Gomez, Maravall, 1997) ;
- la seconde consiste à estimer directement chaque composante en recourant à une modélisation du type ARIMA pour chacune d'entre elle. Cette méthode est utilisée par le logiciel STAMP (Koopman *et alii*, 1995).

- *Principe de la désaisonnalisation par TRAMO – SEATS :*

Les programmes TRAMO et SEATS sont en fait indépendants, même s'ils sont le plus souvent utilisés ensemble, et ont des objectifs complémentaires. 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.

TRAMO (« *Time series Regression with Arima noise, Missing observations and Outliers* ») est un programme de modélisation et de pré - ajustement de la série brute initiale. En effet, la modélisation ARIMA directe d'une série est rendue difficile par la présence de divers phénomènes qui peuvent perturber l'estimation des paramètres : valeurs manquantes, points aberrants, changements de régime, effets de calendrier (vacances, jours fériés, jours ouvrables, etc.). Le programme TRAMO a pour but de les détecter, de les estimer et de les corriger, avant de modéliser la série ainsi modifiée au moyen d'un ARIMA.

SEATS (« *Signal Extraction in Arima Time Series* ») effectue la décomposition de la série en sommant ses composantes orthogonales : tendance, saisonnalité, irrégulier et cycle, en procédant par extraction du signal à partir de la densité spectrale de la série initiale. Chaque composante est estimée au moyen d'un filtre de type Wiener – Kolmogorov (Maravall, 1995).

La méthode employée est fondée sur l'hypothèse d'une modélisation « correcte » de la série par un modèle ARIMA, ce qui justifie concrètement l'utilisation au préalable du programme TRAMO.

- *Principe de la désaisonnalisation avec le logiciel STAMP :*

Ici chaque composante est modélisée sous forme ARIMA. Son estimation s'effectue en utilisant la méthode du filtre de Kalman (Harvey, 1990). Ainsi, contrairement à TRAMO – SEATS, les composantes de la série sont modélisées directement, et la forme réduite de la série brute n'intervient jamais explicitement.

2. La méthode de désaisonnalisation utilisée au SASM

La mise en place et le suivi d'un processus de production mensuelle de séries CVS nécessitent un travail exploratoire préalable que l'on peut décomposer en trois grandes problématiques à résoudre :

- quels principes de base retenir concernant le choix des séries à désaisonnaliser et la méthode de désaisonnalisation ;
- quels outils utiliser pour déterminer les spécificités de chaque série à désaisonnaliser afin de définir la modélisation la mieux appropriée ;
- comment gérer les contraintes liées à la production régulière de séries CVS, en particulier pour le pilotage des révisions et la mise à jour des spécifications.

2.1. Les principes de base retenus

Le processus de désaisonnalisation devant répondre à la Banque de France à un objectif de production régulière de séries CVS, dans le cadre de l'analyse monétaire menée au titre d'un *reporting* mensuel, le choix des séries à désaisonnaliser s'impose comme la première question à résoudre. Il apparaît ainsi nécessaire de désaisonnaliser des indicateurs pertinents du point de vue de la politique monétaire et plus généralement du point de vue de l'étude des évolutions monétaires et de crédit en France, au mois le mois. Autrement dit, le degré de détail retenu doit répondre aux besoins en termes de diffusion et d'interprétation, sans qu'il y ait lieu de rechercher la nomenclature la plus fine.

Dans ce cadre, il a été décidé de traiter les séries monétaires et de crédit au niveau semi agrégé (Maurin, 2003a), c'est à dire la contribution française à M3 et ses composantes, ainsi que les concours consentis par les établissements de crédit aux agents du secteur privé, soient les séries suivantes :

- dépôts à vue,
- dépôts avec préavis de moins de trois mois (comptes sur livrets),
- dépôts à terme inférieurs à deux ans,
- OPCVM monétaires,
- pensions,
- titres de créance de durée inférieure à deux ans,
- crédits aux sociétés non financières (total, trésorerie, investissement),
- crédits aux ménages (total, habitat, trésorerie),
- crédits à la clientèle financière,
- crédits aux assurances,
- crédits aux administrations privées.

L'ajustement saisonnier sur les composantes et contreparties de la contribution française à M3 (M1, M2 – M1, M2, M3 – M2, M3, crédits au secteur privé) est effectué de manière indirecte, les valeurs désaisonnalisées de ces agrégats étant obtenues par addition des composantes cvs.

Une fois les séries sélectionnées, la problématique se concentre sur le choix de la nature des séries à désaisonnaliser. En effet, pour chaque série évoquée précédemment, on dispose de données brutes d'encours, de flux et de taux de croissance. Par ailleurs, les flux bruts mensuels ne correspondent pas seulement à la variation d'encours mensuels qui résulte des transactions économiques, mais intègrent également des corrections liées à divers effets (entrée/sortie d'un établissement de crédit, fusion/absorption, erreurs de déclarations statistiques, fluctuations de change, passages en pertes de créances, etc.) :

$$D_t = E_t - E_{t-1} \neq F_t \quad (1)$$

$$F_t = D_t - C_t \quad (2)$$

E_t =encours mensuel enregistré pour le mois t .

E_{t-1} = mensuel enregistré pour le mois $t-1$.

D_t =Variation d'encours entre le mois t et le mois $t-1$.

F_t =flux mensuel enregistré pour le mois t .

C_t =corrections liées à divers effets, prises en compte dans le calcul du flux du mois t .

L'existence de corrections incluses dans les flux conduit à suivre la procédure suivante :

- on désaisonnalise la série de corrections sur les flux bruts C_t (calcul de C_t^{CVS}) ;
- on calcule la série de flux « nets » en soustrayant aux flux bruts les corrections ainsi désaisonnalisées ($F_t - C_t^{CVS}$) ;
- on désaisonnalise la série de flux nets obtenue ; on obtient alors la série de flux désaisonnalisée F_t^{CVS} ;
- les encours CVS sont reconstitués en sommant les flux nets CVS, F_t^{CVS} , et les corrections¹, C_t^{CVS} , jusqu'à la date courante :

$$E_t^{CVS} = E_{t_0}^{CVS} + \sum_{p=t_0+1}^t (F_p^{CVS} + C_p^{CVS}) \quad (3)$$

Un ajustement saisonnier est réalisé en parallèle sur la série d'encours associée afin de disposer du point $E_{t_0}^{CVS}$ permettant de reconstituer la série d'encours CVS finale.

Les deux méthodes de désaisonnalisation les plus utilisées actuellement sont TRAMO – SEATS et X12. Le choix s'est donc porté prioritairement sur ces deux outils. Cependant, il n'est pas possible, en l'état actuel des recherches et de la littérature, de déterminer laquelle de ces deux méthodes produit les meilleurs résultats en matière d'ajustement saisonnier². Par conséquent, la Banque de France combine TRAMO – SEATS et X12 :

- dans un premier temps, TRAMO est utilisé pour toutes les séries à désaisonnaliser afin de détecter et de tenir compte des points aberrants, puis de formuler un modèle SARIMA approprié ;
- ensuite, chaque série ainsi corrigée des perturbations détectées est successivement désaisonnalisée avec SEATS (extraction du signal) puis X12 (moyennes mobiles), en utilisant dans les deux cas le même modèle SARIMA issu de TRAMO ;
- la série CVS retenue est celle qui maximise le respect des critères formulés par la politique de révision déterminée de façon spécifique pour chaque série.

L'utilisation conjointe de TRAMO – SEATS et X12 a conduit à choisir le logiciel de désaisonnalisation DEMETRA, disponible sur le site d'Eurostat. Cet outil propose en effet les deux méthodes de désaisonnalisation ci-dessus, sous la forme d'une interface WINDOWS des versions DOS de X12 et TRAMO – SEATS.

2.2. Le travail préparatoire effectué

Chaque série a fait l'objet d'une étude exploratoire préalable afin de déterminer ses spécificités, et donc la modélisation SARIMA la plus appropriée.

L'une des premières interrogations à laquelle il a fallu répondre renvoie au type de modèle SARIMA choisi, *i.e.*, additif ou multiplicatif. Le choix entre les deux dépend de l'analyse graphique de la série brute : si sa variabilité apparente, 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 :

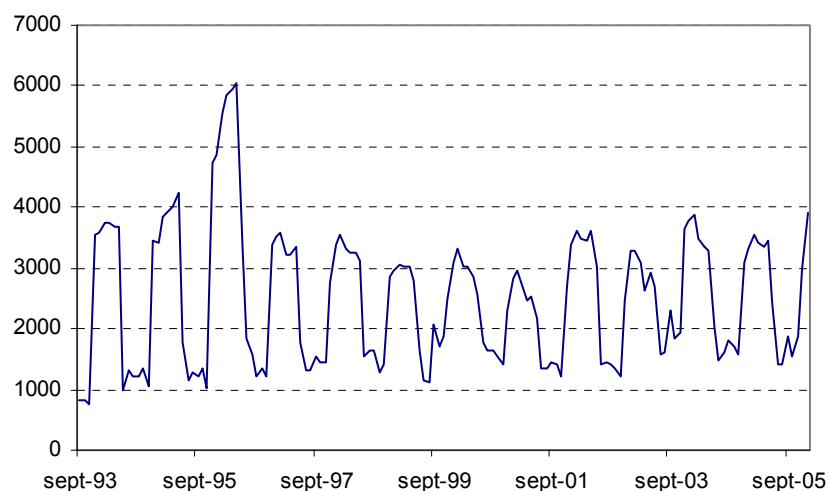
$$Y_t = T_t + C_t + S_t + I_t \quad (4)$$

¹ En réalité, l'analyse spectrale et les résultats des tests de bruits blancs révèlent que les corrections n'ont pas un profil saisonnier. Ainsi, la mise à jour des encours CVS requiert uniquement l'actualisation des données brutes d'encours et de flux, ainsi que celle des flux CVS.

² Dans un document de travail paru en juin 2000 et intitulé « *Final Report of the ECB Task Force on Seasonal Adjustment* », la BCE reconnaît qu'il n'est pas possible d'établir un classement entre ces deux outils et recommande par conséquent des les utiliser conjointement.

Compte tenu de la négativité des flux à certaines périodes et de la contrainte sur les encours (reconstitution par cumul des flux CVS), le type de modèle retenu pour les séries monétaires à désaisonnaliser est toujours additif, et aucune transformation (de type logarithmique) n'est effectuée¹, ce qui pose le problème du lien entre la volatilité de la série et son niveau. Pour vérifier que la volatilité des séries de flux est à peu près constante dans le temps, un calcul d'écart type glissant sur six mois est effectué sur toutes les séries à désaisonnaliser. Le graphique ci-dessous présente la chronique obtenue pour les dépôts avec préavis de moins de trois mois :

Fig. 2.2. : Flux des dépôts avec préavis de moins de trois mois (comptes sur livret) : série d'écart type glissant sur 6 mois



La volatilité de la série présentée ci-dessus apparaît relativement constante au cours de la période. Il en est de même pour l'ensemble des séries traitées.

Chaque série de flux a ensuite fait l'objet des traitements successifs suivants :

- étude de la stationnarité des séries de flux bruts au moyen du test ADF (*augmented Dicky Fuller test*). Les flux bruts sont tous stationnaires, sauf en ce qui concerne les titres de créance d'échéance inférieure ou égale à deux et les crédits à l'habitat. A l'exception de ces deux dernières séries, c'est la différence annuelle du flux net qui est modélisée (différenciation saisonnière) ;
- analyse de la densité spectrale afin de déterminer le type de saisonnalité affectant chaque série : la présence d'une saisonnalité est décelée dans la plupart des séries, qu'elle soit mensuelle, trimestrielle, semestrielle ou annuelle. Un travail similaire est effectué a posteriori sur les séries de flux CVS finales afin de vérifier l'absence de saisonnalité ;
- TRAMO est utilisé afin de corriger les séries de flux bruts des effets calendaires (jours ouvrables, effet Pâques, année bissextile) et des points aberrants². Une recherche est menée afin de comprendre l'origine, économique ou statistique, des corrections. Il convient de souligner la faible proportion d'effets calendaires : ainsi aucun effet Pâques n'est significatif, et seules cinq séries subissent l'influence d'effets liés aux jours ouvrables et aux années bissextiles (dépôts à vue, comptes sur livret, crédits totaux et de trésorerie aux sociétés non financières, crédits aux ménages). Les corrections préalables sont fortement concentrées autour de la fin de l'année civile

¹ Un tel modèle multiplicatif serait de la forme : $Y_t = T_t \times C_t \times S_t \times I_t(5)$. Graphiquement dans ce cas l'amplitude entre les pics et les creux augmente avec le niveau de la série.

² La recherche en mode automatique des points aberrants conduit à la multiplication des corrections. De ce fait, les points aberrants sont imposés en mode manuel, i.e., par l'utilisateur lui-même, à partir d'une analyse graphique des séries et des informations à sa disposition (changement statistique, environnement économique...).

(novembre, décembre et janvier), et sont souvent de nature ponctuelle (*additive outlier*). Ces corrections s'expliquent par quatre facteurs (Maurin, 2003a) :

- l'introduction de l'euro fiduciaire qui justifie les corrections en décembre 2001 (dépôts à vue notamment) ;
 - la fin des monnaies nationales, qui justifie les corrections en décembre 1998 et janvier 1999 portant sur les pensions et les titres d'OPCVM monétaires ;
 - le passage à l'an 2000 est à l'origine des corrections en décembre 1999 et janvier 2000 (crédits de trésorerie aux ménages notamment).
- La désaisonnalisation proprement dite est réalisée sur la même série brute filtrée par TRAMO, en utilisant successivement SEATS puis X12. Le modèle SARIMA retenu est celui qui optimise les résultats issus de différents tests :
- significativité des coefficients du modèle ;
 - autocorrélation des résidus et des résidus au carré du modèle (Ljung Box et Box Pierce), test de normalité des résidus ;
 - stabilité des paramètres constitutifs du modèle SARIMA sous-jacent : en tronquant volontairement la série, on effectue une simulation dynamique rétrospective en incrémentant successivement l'échantillon afin de mesurer la qualité des prévisions hors échantillon.
- La stabilité de la saisonnalité est ensuite étudiée pour chaque série, à l'aide de divers outils :
- calcul de la somme sur 12 mois des flux CVS rapportée à la somme sur 12 mois des flux bruts ;
 - tests de normalité appliqués aux facteurs saisonniers.
- Dans la plupart des cas, les modèles comprennent au plus un facteur autorégressif (AR) et un facteur moyenne mobile (MA, *moving average*), sauf pour la contribution française à M3. Les spécifications actuellement en vigueur sont présentées en annexe.

2.3. La production mensuelle de séries CVS : les enjeux liés aux révisions

Les séries CVS monétaires produites mensuellement par la Banque de France font l'objet de révisions plus ou moins importantes, dont les causes sont multiples (Lacroix, 2002) :

- les données brutes sont révisées mensuellement et trimestriellement. De ce fait, le mois m publié pour la première fois lors de la publication p peut être modifié lors de la publication $p+1$. De plus, du fait de la prise en compte des chiffres trimestriels, les révisions peuvent affecter plusieurs points mensuels successifs, et non pas seulement le plus récent : ainsi les points m , $m-1$, $m-2$, etc. vont être révisés lors d'une publication mensuelle p par rapport à la précédente ;
- la donnée CVS la plus récente pour le point mensuel m diffère de la prévision effectuée lorsque l'échantillon s'achevait en $m-1$. Par conséquent, même en utilisant des filtres bilatéraux rigoureusement constants dans le temps, les estimations des composantes vont être modifiées, et la série CVS sera révisée ;
- les caractéristiques du modèle retenu pour la série brute sont actualisées (par exemple en cas de changement de régime), ce qui conduit d'une part à une modification des prévisions ainsi qu'à une révision des données les plus récentes, et d'autre part à un changement des filtres linéaires, ce qui affecte potentiellement l'ensemble des données.

La production de séries CVS mensuelles implique donc de gérer la contradiction entre, d'une part, l'objectif d'intégrer l'ensemble de l'information disponible dans les statistiques CVS, à l'instar des

autres statistiques, et, d'autre part, la crédibilité des chiffres publiés qui nécessite de minimiser la fréquence et l'ampleur des révisions.

La gestion de cette contradiction a trouvé deux traductions opérationnelles dans le cadre des statistiques monétaires :

- la mise à jour des coefficients saisonniers, liée à la fréquence de réestimation des coefficients du modèle SARIMA sous-jacent ainsi qu'à la fréquence de réidentification de ce modèle, est définie à partir d'une analyse empirique autorisant la définition d'une séquence optimale de révision qui est spécifique à chaque série, et dépend de la stabilité du modèle, de l'amplitude des révisions et de leur étalement dans le temps (encadré ci-après) ;
- en cas de point aberrant ou de grosse révision modifiant le passé proche de la série et impliquant une dégradation des résultats des tests usuels concernant la significativité des coefficients du modèle SARIMA ou l'autocorrélation des résidus, un travail est effectué afin d'obtenir une CVS de meilleure qualité, en changeant la spécification du modèle, et/ou en ajoutant de nouvelles variables d'intervention permettant de prendre en compte les effets déterministes nouvellement à l'œuvre (point aberrant, changement de régime, etc.). Par prudence, la part des dites variables d'intervention dans le nombre total d'observations de la série ne peut pas excéder 5 %.

***Encadré 2 : La politique de révision mise en place dans le cadre des statistiques monétaires
(Maurin, 2003a et b ¹)***

Les données CVS peuvent être mises à jour chaque année, chaque semestre, chaque trimestre ou chaque mois. Le résultat obtenu dépend de quatre processus : la détermination de la série brute corrigée (sélection des points aberrants et estimation des effets déterministes), l'identification du modèle SARIMA, l'estimation de ses coefficients et la réalisation des prévisions. La fréquence de rafraîchissement de chacun de ces quatre processus peut ainsi être annuelle, semestrielle, trimestrielle, et mensuelle. Les fréquences ne sont pas indépendantes : l'identification doit être moins fréquente que l'estimation des coefficients, qui doit l'être moins que les mises à jour des prévisions.

En combinant les processus et les fréquences de rafraîchissement, on obtient vingt séquences de révisions différentes :

- *Séquence n°1 : identification mensuelle + estimation mensuelle + prévision mensuelle ;*
- *Séquence n°2 : identification trimestrielle + estimation mensuelle + prévision mensuelle ;*
- *Séquence n°3 : identification trimestrielle + estimation trimestrielle + prévision mensuelle ;*
- *Séquences n° k...*
- *Séquence n°20 : identification annuelle + estimation annuelle + prévision annuelle*

Pour étudier chacune de ces 20 politiques de révision, on incrémente l'échantillon pendant deux ans, sur une période allant de décembre 1998 à décembre 2000. Chaque série temporelle utilisée est corrigée des effets calendaires et des points aberrants. Mois après mois, une nouvelle observation est ajoutée, une nouvelle série CVS est obtenue, en fonction de la séquence de révision étudiée.

On fait l'hypothèse que la valeur finale (i.e., « définitive ») de chaque série CVS est celle obtenue à partir de la totalité de l'échantillon disponible, soit jusqu'en février 2003 (date à laquelle le travail de détermination des politiques optimales de révision a été mené). Pour chaque date entre décembre

¹ Les deux notes internes rédigées par Laurent Maurin, « Désaisonnalisation des agrégats monétaires et de crédit français : note méthodologique » et « Désaisonnalisation des agrégats monétaires et de crédit français : premiers résultats » ont été présentées en atelier de recherche en 2003. Elles doivent paraître prochainement sur le site Internet de la Banque de France sous forme de NER.

1998 et décembre 2000, l'écart entre les valeurs obtenues à chaque date d'expiration et la valeur finale CVS constitue une révision, et peut donc être assimilé à une erreur de prévision. Les vingt politiques de révision peuvent ainsi être comparées en fonction d'indicateurs statistiques calculés à partir des révisions simulées.

Le classement des vingt politiques de révision est effectué en fonction de la réponse aux deux questions suivantes :

- Quelle confiance accorder à la première publication d'un point mensuel CVS ?
- Quelle est la vitesse de convergence vers la valeur finale ?

L'incidence des révisions est calculée sur le taux de croissance mensuel CVS obtenu à partir des flux CVS et des encours reconstitués selon l'équation (3). Diverses statistiques sont calculées pour chaque série CVS, chaque point mensuel et chaque séquence décrite ci-dessus : révisions successives et totales affectant chaque point mensuel, moyenne des révisions successives, médiane, vitesse de convergence vers la valeur finale de la série, etc.... Cela permet de déterminer, pour chaque série, la séquence permettant d'arbitrer au mieux entre lisibilité des données publiées et qualité des CVS produites.

Le tableau ci-dessous, utilisé chaque mois dans le cadre de l'actualisation des séries CVS, récapitule les séquences « optimales » pour chaque série, en fonction des résultats obtenus à partir des calculs de révision et de convergence :

	Méthode	Identification	Révision/réestimation optimale	Prévision
Dépôts à vue	SEATS	Annuelle	Trimes., semes. ou annuelle	Mensuelle
Dépôts avec préavis ≤ 3 mois	X12	Semestrielle	Trimestrielle ou semestrielle	Mensuelle
Pensions	SEATS	Annuelle	Mensuelle	Mensuelle
OPCVM monétaires	SEATS	Semestrielle	Mensuelle	Mensuelle
Titres de créance ≤ 2 ans	SEATS	Annuelle	Semestrielle	Mensuelle
Crédits aux SNF	SEATS	Annuelle	Mens, trimes. ou semes.	Mensuelle
Dont crédits à l'investissement	X12	Annuelle	Trimestrielle	Mensuelle
Dont crédits de trésorerie	SEATS	Semestrielle	Mensuelle	Mensuelle
Crédits aux ménages	SEATS	Annuelle	Trimestrielle	Mensuelle
Dont crédits à l'habitat	SEATS	Semestrielle	Mensuelle	Mensuelle
Dont crédits de trésorerie	SEATS	Annuelle	Annuelle	Mensuelle
Contribution française à M3	X12	Semestrielle	Mensuelle	Mensuelle

Au total, non seulement la production mensuelle des séries monétaires CVS s'appuie sur des règles élaborées à partir de l'analyse exploratoire initialement menée, constituant ainsi la politique de révision optimale, mais elle doit également conserver une certaine souplesse afin de s'adapter aux évolutions de chaque série.

3. Production mensuelle de séries CVS : deux illustrations

Afin d'illustrer les difficultés soulevées par la production régulière de séries CVS destinées à être publiées mensuellement, deux cas sont présentés : le premier concerne la série de crédits de trésorerie aux sociétés non financières (Kierzenkowski, 2004), et le second les crédits à l'habitat consentis aux ménages (Fonteny et Kierzenkowski, 2004). Ces deux exemples reflètent parfaitement les problèmes pouvant apparaître dans ce type de processus :

- 1/ le modèle SARIMA utilisé jusqu'à présent est rejeté ;
- 2/ comment modéliser des chocs intervenant sur les derniers points de la série et dont on ignore la nature ?

3.1. Les crédits de trésorerie consentis aux sociétés non financières

3.1.1. Problématique

À l'occasion de l'intégration du point d'avril 2004, le modèle SARIMA utilisé jusqu'alors pour la désaisonnalisation de cette série est rejeté par le logiciel TRAMO, du fait de la nette détérioration des tests usuels (apparition d'une autocorrélation des résidus du modèle).

Dans le même temps, SEATS ne parvient plus à isoler la composante cyclique de la série à partir de l'échéance de mars 2004, ce qui rend la série CVS extrêmement instable. Plus précisément, la composante cyclique est répartie entre la tendance, la composante saisonnière et l'irrégulier. L'examen des données brutes fait apparaître des révisions sur les flux entre décembre 2003 et mars 2004, et à un flux très important en avril 2004.

3.1.2. Le processus d'amendement

Pour remédier à ce type de problème, la modélisation de la série peut être modifiée de deux manières : changer la spécification du modèle SARIMA et/ou fixer de nouveaux effets déterministes.

Le changement de spécification du modèle SARIMA sous-jacent consiste à tester la pertinence de différents modèles à partir de la série volontairement tronquée. On teste ainsi la validité et la stabilité de chacun d'entre eux, choisis de manière automatique par TRAMO ou de façon manuelle par l'utilisateur lui-même, sur un échantillon de la série que l'on incrémente au fur et à mesure : on commence ainsi par étudier la pertinence de chaque modèle en considérant la série jusqu'en décembre 2003, puis jusqu'en janvier 2004, février, etc.

La modélisation de la série peut être également amendée via la détection des points aberrants puis leur correction grâce à des variables d'intervention. Là encore, cette spécification peut être effectuée de façon automatique par TRAMO ou bien être imposée par l'utilisateur.

Au total, les différentes spécifications testées sur les diverses échéances posant problème combinent modèles SARIMA alternatifs et détermination des chocs pertinents, dans les deux cas en mode automatique ou manuel.

Le tableau ci-dessus récapitule les différentes combinaisons de modèles SARIMA et d'effets déterministes qui ont été testées.

**Tableau 3.1. : Caractéristiques des modélisations testées
pour les crédits de trésorerie aux sociétés non financières**

	Identification du modèle	Modèle SARIMA	Identification des points aberrants	Points aberrants
Modèle 1	manuelle	(0 0 1) (1 0 1)	manuelle	AO NOV2001
Modèle 2	manuelle	(0 0 1) (1 0 1)	manuelle	AO NOV2001
Modèle 3	manuelle	(0 0 1) (1 0 1)	manuelle	AO NOV2001 AO AVR2004
Modèle 4	manuelle	(0 0 1) (1 0 1)	automatique en décembre	TC NOV2001 LS DEC2002 AO MAR2000
Modèle 5	manuelle	(0 0 1) (1 0 1)	automatique à chaque date	TC NOV2001 LS DEC2002 AO MAR2000 (plus valable à partir de février 2004)
Modèle 6	automatique en décembre	(3 0 0) (1 0 0)	automatique	TC NOV2001
Modèle 7	automatique à chaque date	(3 0 0) (1 0 0)	automatique	TC NOV2001

Le modèle 1 correspond à la modélisation initiale préconisée par Maurin (2003b) et maintenu inchangé lors de l'exercice de réidentification annuelle effectué en décembre 2003. Le modèle 2 diffère du modèle 1 en ce qu'il est testé sur la série de crédits de trésorerie n'intégrant pas les révisions du flux intervenues sur les points mensuels compris entre décembre 2003 et mars 2004, afin de déterminer si l'incident de décomposition est lié à ces révisions. L'absence de composante cyclique dans la décomposition issue du modèle 2 conduit à rejeter cette hypothèse. *A contrario*, il semblerait donc que cet incident dans la décomposition de la série soit spécifiquement lié au point mensuel de mars 2004.

Le modèle 3 constitue la solution de secours utilisée pour la publication de l'échéance d'avril 2004 afin d'assurer la continuité du processus de production, incluant un nouveau point aberrant (avril 2004), mais qui ne parvient toujours pas à isoler la composante cyclique de la série estimée. C'est donc cette modélisation qui a dû être amendée afin de produire une série CVS de meilleure qualité lors des échéances suivantes.

En mode automatique, les modèles choisis par TRAMO et testés sur chaque échéance de publication entre décembre 2003 et avril 2004 sont différents du modèle initial. Cependant, les résultats obtenus sont instables, conduisant à un rejet de ces modèles dès l'échéance de février 2004.

En fait, la composante cyclique ne peut être isolée par SEATS que sous trois conditions :

- présence d'une racine autorégressive complexe associée à une fréquence cyclique ;
- déviations stationnaires dues à une composante moyenne mobile pure ;
- déviations stationnaires dues à une racine autorégressive positive réelle de faible coefficient (coefficient $AR < 0,5$).

Dans les modèles 1 à 5, la composante cyclique n'est pas isolée par SEATS car la première condition n'est pas respectée.

Compte tenu de ces résultats, le processus d'amendement s'est orienté vers une recherche détaillée concernant uniquement les points aberrants, tout en conservant une modélisation SARIMA identique à celle initialement spécifiée (modèle 1).

La prise en compte de nouveaux *outliers* (modèles 4 et 5) permet de rendre robustes les estimations. Que ce soit en mode automatique à chaque date (modèle 4) ou uniquement au mois de décembre (modèle 5), il convient de retenir un changement transitoire à la place du point aberrant initialement fixé en novembre 2001, et d'inclure un changement de niveau en décembre 2002.

Les modèles 4 et 5 fournissant des résultats comparables (tableau 2 ci-après), l'introduction d'une correction additive (« *additive outlier* ») en mars 2000 ne paraît pas nécessaire en vertu du principe de parcimonie, d'autant que le coefficient associé n'est plus significatif à partir de l'échéance de publication de février 2004.

C'est donc le modèle 5 qui est choisi, incluant en automatique un changement transitoire en novembre 2001 et un changement de régime en avril 2002 ¹. Il convient toutefois de remarquer que les modèles 1 à 5 violent une des contraintes fondamentales imposées par SEATS, d'après laquelle $p + d + (P*S) + (D*S) \geq q + (Q*S)$ ², rendant la décomposition inadmissible. Cela implique une modification de l'ordre des paramètres afin rendre possible la décomposition des modèles.

¹ A partir de l'échéance d'avril et en identifiant en mode automatique les valeurs extrêmes de la série, le point de novembre 2001, auparavant défini comme *additive outlier* (avec des statistiques de test élevées), devient un changement transitoire significativement différent de 0.

² Dans le cadre d'une modélisation SARIMA du type $(p, d, q) (P, D, Q)_2$

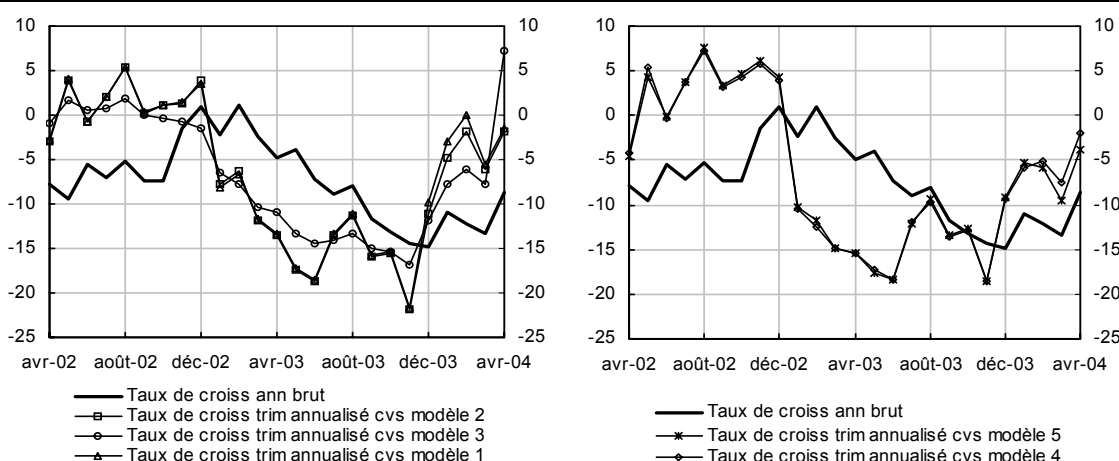
Tableau 3.2. : Crédits de trésorerie aux sociétés non financières : Valeurs des coefficients estimés

	Décembre 2003	Janvier 2004	Février 2004	Mars 2004	Avril 2004
Modèle 1	MA(1) :-0,19	MA(1) :-0,19	MA(1) :-0,19	MA(1) :-0,19	MA(1) :-0,19
	AR(12) :-0,71	AR(12) :-0,72	AR(12) :-0,73	AR(12) :-0,72	AR(12) :-0,77
	MA(12) :-0,33	MA(12) :-0,35	MA(12) :-0,35	MA(12) :-0,34	MA(12) :-0,42
Modèle 2	Idem modèle 1	Idem modèle 1	Idem modèle 1	MA(1) :-0,19	MA(1) :-0,19
				AR(12) :-0,72	AR(12) :-0,78
				MA(12) :-0,34	MA(12) :-0,42
Modèle 3	Idem modèle 1	Idem modèle 1	Idem modèle 1	Idem modèle 1	MA(1) :-0,19
					AR(12) :-0,73
					MA(12) :-0,35
Modèle 4	MA(1) :-0,33	MA(1) :-0,33	MA(1) :-0,32	MA(1) :-0,31	MA(1) :-0,30
	AR(12) :-0,77	AR(12) :-0,80	AR(12) :-0,79	AR(12) :-0,80	AR(12) :-0,83
	MA(12) :-0,35	MA(12) :-0,39	MA(12) :-0,38	MA(12) :-0,39	MA(12) :-0,44
Modèle 5	Idem modèle A4	MA(1) :-0,33	MA(1) :-0,30	MA(1) :-0,30	MA(1) :-0,29
		AR(12) :-0,79	AR(12) :-0,81	AR(12) :-0,81	AR(12) :-0,85
		MA(12) :-0,39	MA(12) :-0,43	MA(12) :-0,43	MA(12) :-0,49
Modèle 6	AR(1) : 0,16	AR(1) : 0,17			
	AR(2) : 0,08	AR(2) : 0,09			
	AR(3) :-0,35	AR(3) :-0,35	Rejet du modèle	Rejet du modèle	Rejet du modèle
	AR(12) :-0,38	AR(12) :-0,37			
Modèle 7	Idem modèle 6	AR(1) : 0,17			
		AR(2) : 0,09			
		AR(3) :-0,35	Rejet du modèle	Rejet du modèle	Rejet du modèle
		AR(12) :-0,37			

D'un point de vue économique, le point mensuel de décembre 2002 peut être interprété comme le début de la période de forte contraction des crédits de trésorerie liée aux conséquences de l'éclatement de la bulle Internet en 2000, période caractérisée par une tendance beaucoup plus basse que pour la période précédente, ce qui justifie ainsi le changement de régime défini par TRAMO pour cette date.

Les graphiques ci-après présentent l'évolution du taux de croissance trimestriel annualisé CVS issu de chaque modèle testé, ainsi que le taux de croissance annuel brut.

**Figure 3.1. : Crédits de trésorerie aux sociétés non financières :
taux de croissance sur trois mois annualisés CVS et taux de croissance annuel brut**



3.1.3. Les enseignements tirés de cet incident

Le processus de désaisonnalisation est loin d'être automatique ; l'amélioration de la qualité des CVS telle que décrite dans le paragraphe précédent s'appuie essentiellement sur les interventions et les choix du producteur de données, ce qui rend, par définition, ce type d'exercice extrêmement subjectif.

Or l'un des objectifs inhérents à la mise en place et au suivi d'un tel processus de production consiste précisément à limiter au maximum sa subjectivité, en utilisant l'expérience acquise au fil des incidents afin de définir des règles qui vont permettre de résoudre de manière structurée et similaire les difficultés à venir, étant entendu que le producteur manquera toujours de recul en cas de choc sur les points les plus récents de la série. Par exemple, lors de la réidentification du modèle utilisé pour cette série qui est intervenue en décembre 2004, le changement de régime initialement défini par TRAMO lors de l'échéance d'avril 2004 concernant le point de décembre 2002 n'a plus fait l'objet de correction spécifique, car le nombre plus important de points disponibles a permis de prendre du recul et de mieux interpréter l'évolution de la série.

Enfin, le choix de la nature et de la date des chocs à corriger est crucial pour la qualité des CVS produites, puisqu'à modélisation SARIMA inchangée, une modification des dates et de la nature des chocs à prendre en compte et à corriger suffit à rendre la spécification à nouveau robuste.

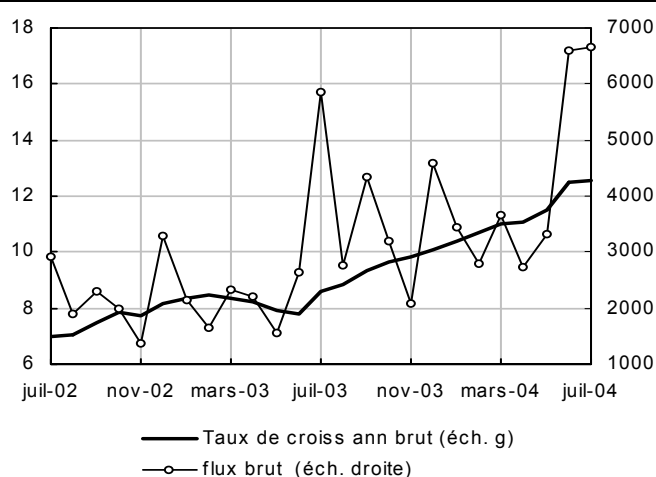
3.2. Les crédits à l'habitat consentis aux ménages

3.2.1. Les difficultés et les conséquences liées aux points aberrants et à leur nature

La figure 1 fait apparaître deux flux très importants en juin et juillet 2004. Il apparaît cependant très difficile de définir la nature de ces chocs, compte tenu de l'absence de recul face à d'éventuelles révisions de ces points dans le futur. On ne sait donc pas *a priori* s'il s'agit de points aberrants ponctuels (*additive outliers*), d'un changement transitoire (*transitory change*), ou bien d'un changement de niveau (*level shift*).

Or la modélisation de la série et donc la série CVS finale peuvent varier fortement selon la nature attribuée à ces chocs.

Figure 3.2. : Les crédits à l'habitat : juillet 2002 – juillet 2004



En effet, si le choc intervenu en juin et juillet est temporaire et se résorbe au bout de quelques mois, il s'agit d'un effet déterministe de type changement transitoire.

La modélisation adoptée initialement lors de la publication de juillet 2004 (modèle 1 dans le tableau ci-dessous) a précisément consisté à définir le point mensuel de juin 2004 comme un changement transitoire et à l'intégrer à la liste des points aberrants déjà définis pour cette série. Cependant cette spécification a amené au rejet du modèle estimé en raison d'un trop grand nombre de points aberrants spécifiés (7 au total, soit 5,15 % des observations constitutives de la série), conduisant ainsi au dépassement du seuil de 5 % habituellement considéré.

Pour remédier à ce problème, la définition automatique des points aberrants effectuée par TRAMO a été utilisée, combinée au modèle SARIMA imposé par l'utilisateur et/ou choisi par TRAMO. Les différentes modélisations testées sont présentées dans le tableau 3 ci-dessous :

Tableau 3.3. : Caractéristiques des modèles estimés à l'échéance de juillet 2004

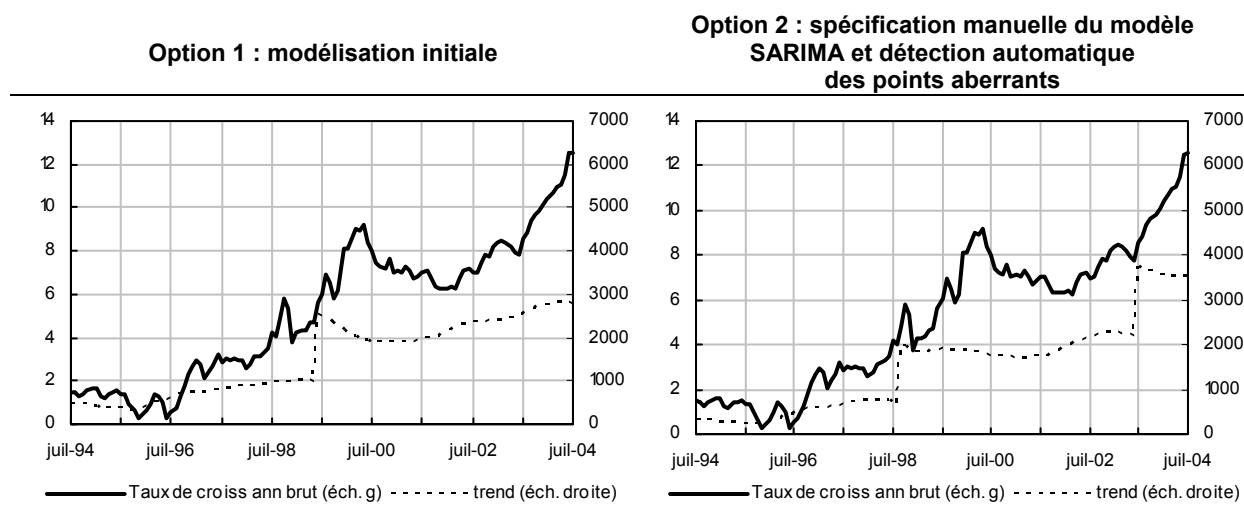
Identification du modèle	Modèle SARIMA	Valeur des coefficients et résultats des tests	Identification des chocs	Points aberrants (a)	
Option 1	Manuelle	(1 0 0) (1 0 0)	AR(1)=- 0,19 (signif.) SMA(1)=- 0,49 (signif.) les résultats des tests sur les résidus sont satisfaisants, le nombre d'outliers est trop élevé	Manuelle	AO sept. 1998 AO oct. 1998 AO déc. 1998 LS juin 1999 AO sept. 2001 TC juil. 2003 TC juin 2004
Option 2	Manuelle	(1 0 0) (1 0 0)	AR(1)=- 0,10 (non signif.) SMA(1)=- 0,49 (signif.) les résultats des tests sur les résidus sont satisfaisants	Automatique	LS sept. 1998 AO déc. 1998 LS juil. 2003 TC juin 2004
Option 3	Automatique	(0 1 1) (0 1 1)	MA(1)=- 0,98 (signif. mais proche de 1) SMA(1)=- 0,78 (signif.) les résidus au carrés sont autocorrélés (Ljung Box)	Automatique	AO sept. 1998 AO oct. 1998 AO déc. 1998 TC juin 1999 TC juil. 2003 TC juin 2004

(a) AO : additive outlier (point aberrant)- LS :level shift (changement de niveau)- TC : transitory change (changement transitoire)

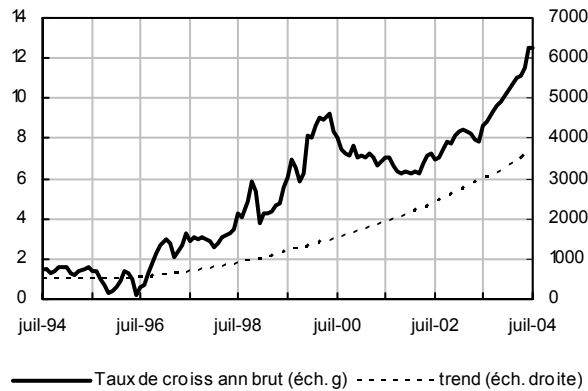
L'option 2 combine une identification manuelle du SARIMA sous-jacent et une recherche en mode automatique des points aberrants, tandis que l'option 3 consiste à identifier le modèle SARIMA et les points aberrants en mode automatique.

En fonction des points aberrants retenus et du modèle SARIMA identifié, la composante tendancielle issue de la décomposition effectuée par SEATS est estimée de façon très différente, comme l'illustrent les trois graphiques ci-dessous :

Figure 3.3. : Evolution de la tendance estimée en fonction de l'option choisie



Option 3 : Identification automatique du modèle SARIMA et des points aberrants



L'estimation du modèle à partir de l'option 1 met en évidence une rupture de tendance à la fin des années 1990, sans qu'aucune rupture n'intervienne par la suite.

Le modèle 2 fait apparaître 3 sous périodes dans l'évolution de la tendance de la série, chacune étant caractérisée par un taux de croissance annuel stable et une durée d'environ 4 à 5 ans. La première sous période s'étend de juillet 1994 à septembre 1998 avec un taux de progression annuel oscillant entre 0 et 4 % ; la seconde de septembre 1998 à juillet 2003, avec une fourchette de taux comprise entre 4 % et 9 % ; la troisième sous période aurait débuté au mois de juillet 2003 (défini dans ce cas comme changement de niveau) et marquerait l'apparition d'un taux de progression annuel compris entre 9 % et 12 %.

Enfin, dans le cas du modèle 3, il s'agirait d'une tendance haussière continue, d'allure exponentielle. Au vu de l'ensemble de ces résultats, on constate que le choix de la date et de la nature des points aberrants à corriger a des conséquences très importantes sur la décomposition de la série, puisqu'à modèle inchangé, l'allure de la tendance varie sensiblement selon que le point de juillet 2003 est défini comme un changement transitoire ou un changement de niveau (modèle 1 versus modèle 2). Il apparaît alors très difficile de déterminer quelle est la meilleure configuration possible parmi toutes celles présentées ci-dessus, sachant que l'on ne dispose pas suffisamment de recul pour effectuer un tel choix. De surcroît, les spécifications alternatives présentées dans le tableau ci-dessus aboutissent à des résultats peu satisfaisants en ce qui concerne la significativité des coefficients du modèle SARIMA sous-jacent ou bien l'autocorrélation des résidus.

3.2.2. Une alternative : la saisonnalité évolutive

Afin de contourner les problèmes liés à l'identification des points aberrants (difficultés pour déterminer leur nature, leur date précise, trop grand nombre de ce type de points, etc.) une solution consiste à postuler l'existence d'une racine unitaire saisonnière, c'est-à-dire à différencier la partie saisonnière du modèle SARIMA sous-jacent, tout en limitant volontairement le nombre de points aberrants spécifiés.

Pour ce faire, plusieurs options ont été testées :

- Option A : laisser TRAMO choisir la structure du modèle SARIMA, et déterminer manuellement le nombre de points aberrants ainsi que leur type : fixer exclusivement des « *additive outliers* ». Quatre points aberrants ont été retenus dans cette optique : décembre 1998, juillet 2003, juin 2004 et juillet 2004, car les statistiques de test associées étaient les plus élevées ;
- Option B : introduire manuellement une différenciation saisonnière dans le modèle initialement utilisé (qui était de la forme $(1 \ 0 \ 0) (1 \ 0 \ 0)$, devenant ainsi $(1 \ 0 \ 0) (1 \ 1 \ 0)$), et déterminer manuellement le nombre de points aberrants ainsi que leur nature (points identiques à ceux choisis dans l'option A) ;

- Option C : modèle initial avec différenciation saisonnière imposée manuellement (comme dans l’option B), mais élimination manuelle des points aberrants, notamment ceux de juin et juillet 2004, et conservation d’un seul « *additive outlier* », en décembre 1998¹ ;
- Option D : laisser TRAMO choisir la structure de modèle SARIMA, avec élimination manuelle des points atypiques, notamment ceux de juin et juillet 2004, et conservation d’un seul « *additive outlier* », en décembre 1998 (comme dans l’option C) ;

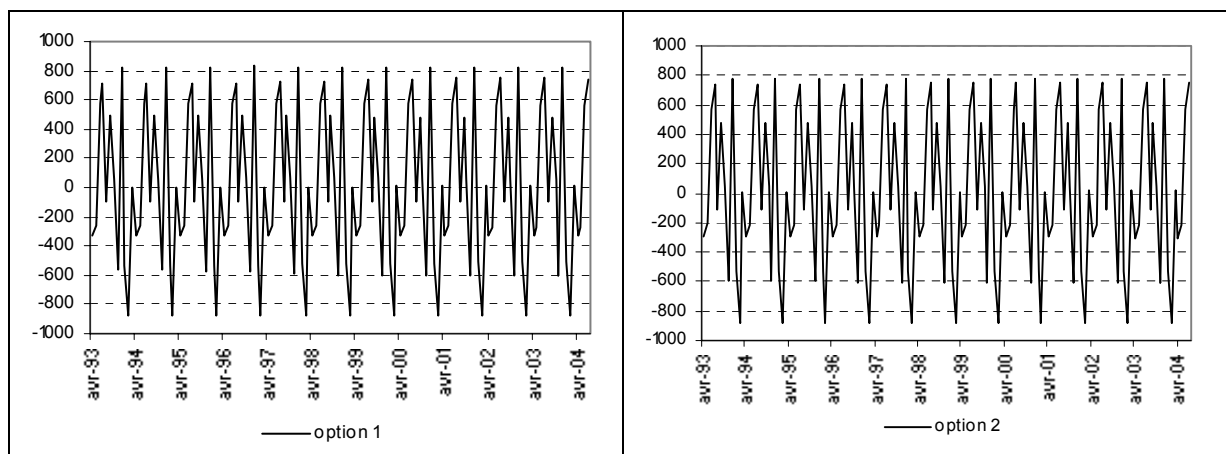
Les résultats obtenus en fonction des quatre options présentées ci-dessus sont les suivants :

Tableau 3.4. : synthèse des résultats obtenus en fonction des quatre options proposées

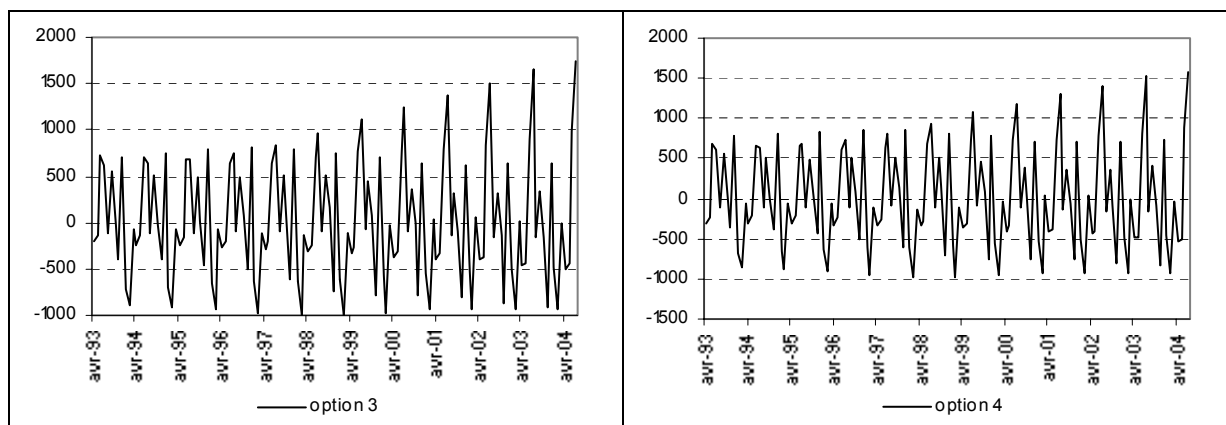
Option	Modèle SARIMA	Points aberrants	Valeur des coefficients	T de Student	Tests sur les résidus
A	(0 1 1) (0 1 1)	Déc 98, Juil 03, Juin 04, Juil 04	MA(1) = - 0,84 SMA(1) = - 0,94	MA(1) = - 17,09 SMA(1) = - 29,87	satisfaisants
B	(1 0 0) (1 1 0)	Déc 98, Juil 03, Juin 04, Juil 04	AR(1) = - 0,31 SAR(1) = 0,44	AR(1) = - 3,41 SAR(1) = 2827,25	Autocorrélation (Box-Pierce)
C	(1 0 0) (1 1 0)	Décembre 1998	AR(1) = - 0,35 SAR(1) = 0,44	AR(1) = - 3,93 SAR(1) = 2644,76	Absence de normalité des résidus+ Kurtosis
D	(0 1 1) (0 1 1)	Décembre 1998	MA(1) = - 0,83 SMA(1) = - 0,77	MA(1) = - 13,96 SMA(1) = - 7,38	Absence de normalité des résidus+ Kurtosis

La figure 3.4. ci-dessous présente les chroniques des coefficients saisonniers associés à chacune des quatre options :

Figure 3.4. : Évolution des coefficients saisonniers en fonction de l’option retenue



¹ Le choix de conserver ce point est dû au fait que dans les modèles précédemment testés (options 1 à 3), le mois de décembre 1998 est systématiquement retenu et défini par TRAMO comme « *additive outlier* ».



La saisonnalité reste stable dans le cas des options 1 et 2, alors qu'elle est évolutive dans les cas 3 et 4. Le fait de ne pas traiter les mois de juin et juillet 2004 comme des points aberrants et d'en limiter le nombre global semble donc influencer sur les caractéristiques de la saisonnalité lorsque l'on postule l'existence d'une racine unitaire saisonnière.

Par ailleurs, au vu des résultats du tableau 3.4, plusieurs constats s'imposent :

- en ce qui concerne l'option A, le coefficient MA de la partie saisonnière du modèle est très proche de 1, ce qui conduit à rejeter cette spécification ;
- dans le cas de l'option B, les résidus sont autocorrélés, et le T de Student du coefficient AR saisonnier est beaucoup trop élevé, ce qui conduit également à rejeter ce modèle ;
- s'agissant de l'option C, le T de Student associé au coefficient AR saisonnier est trop important pour que le modèle puisse être accepté ;
- seule l'option D semble convenir, en termes de valeur des coefficients, de T-stats et de tests concernant les résidus, en dépit de l'absence de normalité des résidus et de l'asymétrie de leur distribution (Kurtosis). Ces deux derniers problèmes pourraient toutefois être résolus en augmentant le nombre de points aberrants à corriger, comme le montrent Fiorentini et Maravall (1996). Cependant, le choix de limiter le nombre de points aberrants spécifiés a été délibérément retenu pour l'ensemble des séries afin de conserver uniquement ceux que l'on peut réellement expliquer. Cela justifie ainsi l'arbitrage effectué en faveur de résultats de moins bonne qualité s'agissant de la normalité des résidus.

Au total, après examen des tests statistiques et des caractéristiques de la saisonnalité selon les différents modèles, l'option D a été retenue pour la production de la série CVS des crédits à l'habitat à partir de l'échéance d'août 2004. En outre, d'un point de vue pratique, cette solution se révèle plus simple et moins risquée à mettre en œuvre, en raison du faible nombre de points aberrants spécifiés et du rôle crucial joué par l'introduction de la racine unitaire saisonnière.

Conclusion

Le concept de saisonnalité ne peut recevoir de définition univoque et consensuelle ; il en est par conséquent de même pour les techniques de désaisonnalisation. Les méthodes de désaisonnalisation qui existent actuellement reposent chacune sur des outils spécifiques et des hypothèses non comparables. De ce fait le choix d'une méthode ne peut s'effectuer qu'à partir de critères empiriques.

C'est une des raisons pour lesquelles la chaîne de production des séries CVS mise en place par la Banque de France utilise conjointement les deux méthodes d'ajustement saisonnier les plus utilisées actuellement, TRAMO – SEATS et X12 – ARIMA, avant de choisir la série CVS obtenue à partir de l'une ou l'autre.

La mise en place du processus de production de CVS à la Banque de France a nécessité au préalable une étude exploratoire détaillée tenant compte de l'historique de chaque série traitée afin de définir le type de saisonnalité, les ruptures et les points aberrants ainsi que la stationnarité, au moyen de différents outils, tels que l'analyse graphique simple, l'examen de la densité spectrale, les tests de stationnarité, etc.

Le processus de révision des CVS a permis d'établir des critères empiriques de validation de chaque série en déterminant simultanément la fréquence optimale de réestimation des coefficients et de réidentification du modèle SARIMA sous-jacent.

Le suivi des séries CVS produites chaque mois nécessite une surveillance permanente du fait de la survenance de chocs très souvent difficiles à modéliser, rendant impossible l'automatisation totale de la chaîne de calculs. En particulier, le choix des points aberrants à spécifier a le plus souvent été motivé par l'existence d'une justification économique ou statistique sous-jacente, ce qui *de facto* en limite le nombre.

A l'avenir, le processus de production des séries CVS pourrait être amélioré de plusieurs manières :

- les effets calendaires pourraient être rendus évolutifs, même s'ils ne jouent pas un rôle crucial dans la désaisonnalisation des séries monétaires calculées à la Banque de France (très peu de séries sont corrigées de ces effets) ;
- l'ajustement saisonnier pourrait être effectué en mode multivarié : il s'agirait de traiter simultanément plusieurs séries, au moyen d'une représentation multivariée de type autorégressif de $M1$, $M2-M1$, $M3-M2$, afin de calculer les composantes tendancielles et saisonnières communes aux différentes séries. Une extension au mode multivarié constituerait également un outil précieux pour l'analyse des points aberrants, en permettant de fournir davantage de justification à leur existence.

Bibliographie

Attal-Toubert K., Ladiray D. (1998), « Les logiciels de désaisonnalisation TRAMO & SEATS : philosophie, principes et mise en œuvre sous SAS », *document de travail* n°9801, INSEE.

BCE (2002), « Seasonal Adjustment of Euro Area Monetary Aggregates », *Status report on the main developments over the last 12 months*, MBS/02.77.

BCE (2000a), « Final Report of the ECB Task Force on Seasonal Adjustment », *MBS Division, General Economic and Financial Statistics Division*, juin 2000.

BCE (2000b), « Seasonal Adjustment on Monetary Aggregates And HICP for the Euro Area », *Publications on Statistics, Survey*, Août 2000.

Bell J.P. (1984), « Signal extraction for non stationary time series », *Annals of Statistics*, n°12, pp. 646-664.

Bell W. R., Hillmer S. C. (1984), « Issues Involved with the Seasonal Adjustment of Economic Time Series », *Journal of Business and Economic Statistics*, n°2, pp. 291-320.

Box G.E.P., Jenkins G.M., (1970), « Time Series Analysis : Forecasting and Control », *Holden Day*, San Francisco.

Burman, J.P. (1980), « Seasonal adjustment by signal extraction », *Journal of the Royal Statistical Society, Serie A*, n° 143, pp. 321-338.

Dagum E. B. (1975), « Seasonal factors forecasts from ARIMA models », *Bulletin of the international Statistic Institute*.

Dagum E. B. (1988), « The X11-ARIMA/88 seasonal adjustment method : Foundations and user's manual », *Time Series Research and Analysis Division*, Statistics Canada, Ottawa.

Darné O. (2004), « Les méthodes et logiciels de désaisonnalisation des séries économiques : une revue de la littérature », *Journal de la Société Française de Statistique*, tom 145, n°4.

Fiorentini G., Maravall A. (1996), « Unobserved Components in ARCH models : An application to Seasonal Adjustment », *Journal of Forecasting*, n°15, pp. 175-201.

Fonteny E., Kierzenkowski R. (2004), « Quelques éléments pour l'analyse de l'évolution et la production des CVS des crédits à l'habitat », *note interne n°M04-174*, août 2004, Banque de France.

Ghysels E. (1988), « A study towards a dynamic theory of seasonality for economic time series », *Journal of the American Statistical Association*, n°83, pp. 168-172.

Gomez V., Maravall A. (1997), « Programs TRAMO and SEATS : Instructions for the User », *Beta Version*, Banque d'Espagne.

Harvey A.C., Peters S. (1990), « Estimation procedures for structural time series models », *Journal of Forecasting*, n° 9, pp. 89-108.

Kierzenkowski R., (2004), « Tests de robustesse de la modélisation des crédits de trésorerie aux sociétés non financières pour la production des CVS », *document de travail*, mai 2004, Banque de France.

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

Lacroix R. (2002), « Projet ‘désaisonnalisation des agrégats monétaires’ : méthodologie et programme de travail », *note interne n°M02-061*, mars 2002, Banque de France.

Maravall A. (1995), « Unobserved Components in Economic Time Series », *Handbook of Applied Econometrics, Blackwell Handbooks in Economics*, M. Hashem Pasaran et Mike Wickens (éditeurs).

Maurin L. (2003a), « Désaisonnalisation des agrégats monétaires et de crédit français : note méthodologique », *note interne n°M03-108*, mai 2003, Banque de France.

Maurin L. (2003b), « Désaisonnalisation des agrégats monétaires et de crédit français : premiers résultats », *note interne n°M03-109*, mai 2003, Banque de France.

Shiskin J., Young A., Musgrave J.C. (1967), « The X11 variant of Census Method II seasonal adjustment program », *Washington DC, Technical Paper n°15, Bureau of Census*, US Department of Commerce.

Vazeille O. (2001), « Désaisonnalisation des statistiques monétaires à la Banque de France », *note interne n°M01-148*, août 2001, Banque de France.

Annexe : Tableau des spécifications des séries CVS

Série considérée	Modèle SARIMA	Nombre d'effets calendaires	Points aberrants	Fréquence de ré-identification du modèle	Fréquence de ré-estimation des coefficients
Dépôts à vue	(0,0,1) (0,1,1)	2	AO déc. 2001, AO jan. 1999	Annuelle	Trimes., semes. ou annuelle
Dépôts à terme < 2 ans	(0,1,1) (0,1,1)	Aucun	TC jan 1995, TC déc 1995 AO avr. 2002	Annuelle	Trimes., semes. ou annuelle
Dépôts avec préavis < 3 mois	(1,0,0) (0,1,1)	2	AO jan. 94, TC déc. 95	Semestrielle	Trimes. ou semes.
Titres de créance ≤ 2 ans	(0,1,1) (0,1,1)	Aucun	AO juil 1993, jan 2000, avr 2003	Annuelle	Semestrielle
Pensions	(0,0,0) (0,1,1)	Aucun	AO juil 1998, mars 2000, TC nov 1998 AO mai 2005	Annuelle	Mensuelle
OPCVM monétaires	(0,0,0) (0,1,1)	Aucun	AO juil 1993, mars 1995	Semestrielle	Mensuelle
M3	(2,0,1) (0,1,1)	Aucun	AO avril 2003	Semestrielle	Mensuelle
Crédits aux ménages	(1,0,0) (1,1,1)	Aucun	AO juin 1996, juin 2004, TC jan 1998	Annuelle	Trimestrielle
Trésorerie	(0,0,0) (0,1,1)	Aucun	TC déc. 1999, AO fév 2000	Annuelle	Annuelle
Habitat	(0,1,1) (0,1,1)	Aucun	AO déc. 1998	Semestrielle	Mensuelle
Crédits aux SNF	(0,0,0) (1,0,0)	1	AO mars 1999, TC nov. 2001	Annuelle	Mensuelle
Trésorerie	(0,0,1) (1,0,1)	2	TC nov. 2001, avr 2003 AO mars 2000	Semestrielle	Mensuelle
Investissement	(0,0,0) (1,0,0)	Aucun	AO déc. 1998, avr 1999, juin 1999,	Annuelle	Trimestrielle

Notes d'Études et de Recherche

1. C. Huang and H. Pagès, "Optimal Consumption and Portfolio Policies with an Infinite Horizon: Existence and Convergence," May 1990.
2. C. Bordes, « Variabilité de la vitesse et volatilité de la croissance monétaire : le cas français », février 1989.
3. C. Bordes, M. Driscoll and A. Sauviat, "Interpreting the Money-Output Correlation: Money-Real or Real-Real?," May 1989.
4. C. Bordes, D. Goyeau et A. Sauviat, « Taux d'intérêt, marge et rentabilité bancaires : le cas des pays de l'OCDE », mai 1989.
5. B. Bensaïd, S. Federbusch et R. Gary-Bobo, « Sur quelques propriétés stratégiques de l'intéressement des salariés dans l'industrie », juin 1989.
6. O. De Bandt, « L'identification des chocs monétaires et financiers en France : une étude empirique », juin 1990.
7. M. Boutillier et S. Dérangère, « Le taux de crédit accordé aux entreprises françaises : coûts opératoires des banques et prime de risque de défaut », juin 1990.
8. M. Boutillier and B. Cabrillac, "Foreign Exchange Markets: Efficiency and Hierarchy," October 1990.
9. O. De Bandt et P. Jacquinet, « Les choix de financement des entreprises en France : une modélisation économétrique », octobre 1990 (English version also available on request).
10. B. Bensaïd and R. Gary-Bobo, "On Renegotiation of Profit-Sharing Contracts in Industry," July 1989 (English version of NER n° 5).
11. P. G. Garella and Y. Richelle, "Cartel Formation and the Selection of Firms," December 1990.
12. H. Pagès and H. He, "Consumption and Portfolio Decisions with Labor Income and Borrowing Constraints," August 1990.
13. P. Sicsic, « Le franc Poincaré a-t-il été délibérément sous-évalué ? », octobre 1991.
14. B. Bensaïd and R. Gary-Bobo, "On the Commitment Value of Contracts under Renegotiation Constraints," January 1990 revised November 1990.
15. B. Bensaïd, J.-P. Lesne, H. Pagès and J. Scheinkman, "Derivative Asset Pricing with Transaction Costs," May 1991 revised November 1991.
16. C. Monticelli and M.-O. Strauss-Kahn, "European Integration and the Demand for Broad Money," December 1991.
17. J. Henry and M. Phelipot, "The High and Low-Risk Asset Demand of French Households: A Multivariate Analysis," November 1991 revised June 1992.
18. B. Bensaïd and P. Garella, "Financing Takeovers under Asymmetric Information," September 1992.

19. A. de Palma and M. Uctum, "Financial Intermediation under Financial Integration and Deregulation," September 1992.
20. A. de Palma, L. Leruth and P. Régibeau, "Partial Compatibility with Network Externalities and Double Purchase," August 1992.
21. A. Frachot, D. Janci and V. Lacoste, "Factor Analysis of the Term Structure: a Probabilistic Approach," November 1992.
22. P. Sicsic et B. Villeneuve, « L'afflux d'or en France de 1928 à 1934 », janvier 1993.
23. M. Jeanblanc-Picqué and R. Avesani, "Impulse Control Method and Exchange Rate," September 1993.
24. A. Frachot and J.-P. Lesne, "Expectations Hypothesis and Stochastic Volatilities," July 1993 revised September 1993.
25. B. Bensaid and A. de Palma, "Spatial Multiproduct Oligopoly," February 1993 revised October 1994.
26. A. de Palma and R. Gary-Bobo, "Credit Contraction in a Model of the Banking Industry," October 1994.
27. P. Jacquinet et F. Mihoubi, « Dynamique et hétérogénéité de l'emploi en déséquilibre », septembre 1995.
28. G. Salmat, « Le retournement conjoncturel de 1992 et 1993 en France : une modélisation VAR », octobre 1994.
29. J. Henry and J. Weidmann, "Asymmetry in the EMS Revisited: Evidence from the Causality Analysis of Daily Eurorates," February 1994 revised October 1994.
30. O. De Bandt, "Competition Among Financial Intermediaries and the Risk of Contagious Failures," September 1994 revised January 1995.
31. B. Bensaid et A. de Palma, « Politique monétaire et concurrence bancaire », janvier 1994 révisé en septembre 1995.
32. F. Rosenwald, « Coût du crédit et montant des prêts : une interprétation en terme de canal large du crédit », septembre 1995.
33. G. Cette et S. Mahfouz, « Le partage primaire du revenu : constat descriptif sur longue période », décembre 1995.
34. H. Pagès, "Is there a Premium for Currencies Correlated with Volatility? Some Evidence from Risk Reversals," January 1996.
35. E. Jondeau and R. Ricart, "The Expectations Theory: Tests on French, German and American Euro-rates," June 1996.
36. B. Bensaid et O. De Bandt, « Les stratégies "stop-loss" : théorie et application au Contrat Notionnel du Matif », juin 1996.
37. C. Martin et F. Rosenwald, « Le marché des certificats de dépôts. Écarts de taux à l'émission : l'influence de la relation émetteurs-souscripteurs initiaux », avril 1996.

38. Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasme - INSEE - OFCE, « Structures et propriétés de cinq modèles macroéconomiques français », juin 1996.
39. F. Rosenwald, « L'influence des montants émis sur le taux des certificats de dépôts », octobre 1996.
40. L. Baumel, « Les crédits mis en place par les banques AFB de 1978 à 1992 : une évaluation des montants et des durées initiales », novembre 1996.
41. G. Cette et E. Kremp, « Le passage à une assiette valeur ajoutée pour les cotisations sociales : Une caractérisation des entreprises non financières “gagnantes” et “perdantes” », novembre 1996.
42. S. Avouyi-Dovi, E. Jondeau et C. Lai Tong, « Effets “volume”, volatilité et transmissions internationales sur les marchés boursiers dans le G5 », avril 1997.
43. E. Jondeau et R. Ricart, « Le contenu en information de la pente des taux : Application au cas des titres publics français », juin 1997.
44. B. Bensaid et M. Boutillier, « Le contrat notionnel : efficacité et efficacie », juillet 1997.
45. E. Jondeau et R. Ricart, « La théorie des anticipations de la structure par terme : test à partir des titres publics français », septembre 1997.
46. E. Jondeau, « Représentation VAR et test de la théorie des anticipations de la structure par terme », septembre 1997.
47. E. Jondeau et M. Rockinger, « Estimation et interprétation des densités neutres au risque : Une comparaison de méthodes », octobre 1997.
48. L. Baumel et P. Sevestre, « La relation entre le taux de crédits et le coût des ressources bancaires. Modélisation et estimation sur données individuelles de banques », octobre 1997.
49. P. Sevestre, “On the Use of Banks Balance Sheet Data in Loan Market Studies : A Note,” October 1997.
50. P.-C. Hautcoeur and P. Sicsic, “Threat of a Capital Levy, Expected Devaluation and Interest Rates in France during the Interwar Period,” January 1998.
51. P. Jacquino, « L'inflation sous-jacente à partir d'une approche structurelle des VAR : une application à la France, à l'Allemagne et au Royaume-Uni », janvier 1998.
52. C. Bruneau et O. De Bandt, « La modélisation VAR structurel : application à la politique monétaire en France », janvier 1998.
53. C. Bruneau and E. Jondeau, “Long-Run Causality, with an Application to International Links between Long-Term Interest Rates,” June 1998.
54. S. Coutant, E. Jondeau and M. Rockinger, “Reading Interest Rate and Bond Futures Options' Smiles: How PIBOR and Notional Operators Appreciated the 1997 French Snap Election,” June 1998.
55. E. Jondeau et F. Sédillot, « La prévision des taux longs français et allemands à partir d'un modèle à anticipations rationnelles », juin 1998.
56. E. Jondeau and M. Rockinger, “Estimating Gram-Charlier Expansions with Positivity Constraints,” January 1999.

57. S. Avouyi-Dovi and E. Jondeau, "Interest Rate Transmission and Volatility Transmission along the Yield Curve," January 1999.
58. S. Avouyi-Dovi et E. Jondeau, « La modélisation de la volatilité des bourses asiatiques », janvier 1999.
59. E. Jondeau, « La mesure du ratio rendement-risque à partir du marché des euro-devises », janvier 1999.
60. C. Bruneau and O. De Bandt, "Fiscal Policy in the Transition to Monetary Union: A Structural VAR Model," January 1999.
61. E. Jondeau and R. Ricart, "The Information Content of the French and German Government Bond Yield Curves: Why Such Differences?," February 1999.
62. J.-B. Chatelain et P. Sevestre, « Coûts et bénéfices du passage d'une faible inflation à la stabilité des prix », février 1999.
63. D. Irac et P. Jacquinot, « L'investissement en France depuis le début des années 1980 », avril 1999.
64. F. Mihoubi, « Le partage de la valeur ajoutée en France et en Allemagne », mars 1999.
65. S. Avouyi-Dovi and E. Jondeau, "Modelling the French Swap Spread," April 1999.
66. E. Jondeau and M. Rockinger, "The Tail Behavior of Stock Returns: Emerging Versus Mature Markets," June 1999.
67. F. Sédillot, « La pente des taux contient-elle de l'information sur l'activité économique future ? », juin 1999.
68. E. Jondeau, H. Le Bihan et F. Sédillot, « Modélisation et prévision des indices de prix sectoriels », septembre 1999.
69. H. Le Bihan and F. Sédillot, "Implementing and Interpreting Indicators of Core Inflation: The French Case," September 1999.
70. R. Lacroix, "Testing for Zeros in the Spectrum of an Univariate Stationary Process: Part I," December 1999.
71. R. Lacroix, "Testing for Zeros in the Spectrum of an Univariate Stationary Process: Part II," December 1999.
72. R. Lacroix, "Testing the Null Hypothesis of Stationarity in Fractionally Integrated Models," December 1999.
73. F. Chesnay and E. Jondeau, "Does correlation between stock returns really increase during turbulent period?," April 2000.
74. O. Burkart and V. Coudert, "Leading Indicators of Currency Crises in Emerging Economies," May 2000.
75. D. Irac, "Estimation of a Time Varying NAIRU for France," July 2000.
76. E. Jondeau and H. Le Bihan, "Evaluating Monetary Policy Rules in Estimated Forward-Looking Models: A Comparison of US and German Monetary Policies," October 2000.

77. E. Jondeau and M. Rockinger, "Conditional Volatility, Skewness, and Kurtosis: Existence and Persistence," November 2000.
78. P. Jacquinot et F. Mihoubi, « Modèle à Anticipations Rationnelles de la Conjoncture Simulée : MARCOS », novembre 2000.
79. M. Rockinger and E. Jondeau, "Entropy Densities: With an Application to Autoregressive Conditional Skewness and Kurtosis," January 2001.
80. B. Amable and J.-B. Chatelain, "Can Financial Infrastructures Foster Economic Development?," January 2001.
81. J.-B. Chatelain and J.-C. Teurlai, "Pitfalls in Investment Euler Equations," January 2001.
82. M. Rockinger and E. Jondeau, "Conditional Dependency of Financial Series: An Application of Copulas," February 2001.
83. C. Florens, E. Jondeau and H. Le Bihan, "Assessing GMM Estimates of the Federal Reserve Reaction Function," March 2001.
84. J.-B. Chatelain, "Mark-up and Capital Structure of the Firm facing Uncertainty," June 2001.
85. B. Amable, J.-B. Chatelain and O. De Bandt, "Optimal Capacity in the Banking Sector and Economic Growth," June 2001.
86. E. Jondeau and H. Le Bihan, "Testing for a Forward-Looking Phillips Curve. Additional Evidence from European and US Data," December 2001.
87. G. Clette, J. Mairesse et Y. Kocoglu, « Croissance économique et diffusion des TIC : le cas de la France sur longue période (1980-2000) », décembre 2001.
88. D. Irac and F. Sédillot, "Short Run Assessment of French Economic Activity Using OPTIM," January 2002.
89. M. Baghli, C. Bouthevillain, O. de Bandt, H. Fraise, H. Le Bihan et Ph. Rousseaux, « PIB potentiel et écart de PIB : quelques évaluations pour la France », juillet 2002.
90. E. Jondeau and M. Rockinger, "Asset Allocation in Transition Economies," October 2002.
91. H. Pagès and J.A.C. Santos, "Optimal Supervisory Policies and Depositor-Preferences Laws," October 2002.
92. C. Loupias, F. Savignac and P. Sevestre, "Is There a Bank Lending Channel in France? Evidence from Bank Panel Data," November 2002.
93. M. Ehrmann, L. Gambacorta, J. Martínez-Pagés, P. Sevestre and A. Worms, "Financial Systems and The Role in Monetary Policy Transmission in the Euro Area," November 2002.
94. S. Avouyi-Dovi, D. Guégan et S. Ladoucette, « Une mesure de la persistance dans les indices boursiers », décembre 2002.
95. S. Avouyi-Dovi, D. Guégan et S. Ladoucette, "What is the Best Approach to Measure the Interdependence between Different Markets?," December 2002.
96. J.-B. Chatelain and A. Tiomo, "Investment, the Cost of Capital and Monetary Policy in the Nineties in France: A Panel Data Investigation," December 2002.

97. J.-B. Chatelain, A. Generale, I. Hernando, U. von Kalckreuth and P. Vermeulen, "Firm Investment and Monetary Policy Transmission in the Euro Area," December 2002.
98. J.-S. Mésonnier, « Banque centrale, taux de l'escompte et politique monétaire chez Henry Thornton (1760-1815) », décembre 2002.
99. M. Baghli, G. Cette et A. Sylvain, « Les déterminants du taux de marge en France et quelques autres grands pays industrialisés : Analyse empirique sur la période 1970-2000 », janvier 2003.
100. G. Cette and Ch. Pfister, "The Challenges of the "New Economy" for Monetary Policy," January 2003.
101. C. Bruneau, O. De Bandt, A. Flageollet and E. Michaux, "Forecasting Inflation using Economic Indicators: the Case of France," May 2003.
102. C. Bruneau, O. De Bandt and A. Flageollet, "Forecasting Inflation in the Euro Area," May 2003.
103. E. Jondeau and H. Le Bihan, "ML vs GMM Estimates of Hybrid Macroeconomic Models (With an Application to the "New Phillips Curve")," September 2003.
104. J. Matheron and T.-P. Maury, "Evaluating the Fit of Sticky Price Models," January 2004.
105. S. Moyon and J.-G. Sahuc, "Incorporating Labour Market Frictions into an Optimising-Based Monetary Policy Model," January 2004.
106. M. Baghli, V. Brunhes-Lesage, O. De Bandt, H. Fraise et J.-P. Villette, « MASCOTTE : Modèle d'Analyse et de préviSion de la COnjoncture TrimesTrielle », février 2004.
107. E. Jondeau and M. Rockinger, "The Bank Bias: Segmentation of French Fund Families," February 2004.
108. E. Jondeau and M. Rockinger, "Optimal Portfolio Allocation Under Higher Moments," February 2004.
109. C. Bordes et L. Clerc, « Stabilité des prix et stratégie de politique monétaire unique », mars 2004.
110. N. Belorgey, R. Lecat et T.-P. Maury, « Déterminants de la productivité par employé : une évaluation empirique en données de panel », avril 2004.
111. T.-P. Maury and B. Pluyaud, "The Breaks in per Capita Productivity Trends in a Number of Industrial Countries," April 2004.
112. G. Cette, J. Mairesse and Y. Kocoglu, "ICT Diffusion and Potential Output Growth," April 2004.
113. L. Baudry, H. Le Bihan, P. Sevestre and S. Tarrieu, "Price Rigidity. Evidence from the French CPI Micro-Data," September 2004.
114. C. Bruneau, O. De Bandt and A. Flageollet, "Inflation and the Markup in the Euro Area," September 2004.
115. J.-S. Mésonnier and J.-P. Renne, "A Time-Varying "Natural" Rate of Interest for the Euro Area," September 2004.

116. G. Cette, J. Lopez and P.-S. Noual, "Investment in Information and Communication Technologies: an Empirical Analysis," October 2004.
117. J.-S. Mésonnier et J.-P. Renne, « Règle de Taylor et politique monétaire dans la zone euro », octobre 2004.
118. J.-G. Sahuc, "Partial Indexation, Trend Inflation, and the Hybrid Phillips Curve," December 2004.
119. C. Loupias et B. Wigniolle, « Régime de retraite et chute de la natalité : évolution des mœurs ou arbitrage micro-économique ? », décembre 2004.
120. C. Loupias and R. Ricart, "Price Setting in France: new Evidence from Survey Data," December 2004.
121. S. Avouyi-Dovi and J. Matheron, "Interactions between Business Cycles, Stock Markets Cycles and Interest Rates: the Stylised Facts," January 2005.
122. L. Bilke, "Break in the Mean and Persistence of Inflation: a Sectoral Analysis of French CPI," January 2005.
123. S. Avouyi-Dovi and J. Matheron, "Technology Shocks and Monetary Policy in an Estimated Sticky Price Model of the US Economy," April 2005.
124. M. Dupaigne, P. Fève and J. Matheron, "Technology Shock and Employment: Do We Really Need DSGE Models with a Fall in Hours?," June 2005.
125. P. Fève and J. Matheron, "Can the Kydland-Prescott Model Pass the Cogley-Nason Test?," June 2005.
126. S. Avouyi-Dovi and J. Matheron, "Technology Shocks and Monetary Policy in an Estimated Sticky Price Model of the Euro Area," June 2005.
127. O. Loisel, "Central Bank Reputation in a Forward-Looking Model," June 2005.
128. B. Bellone, E. Gautier et S. Le Coent, « Les marchés financiers anticipent-ils les retournements conjoncturels ? », juillet 2005.
129. P. Fève, « La modélisation macro-économétrique dynamique », juillet 2005.
130. G. Cette, N. Dromel and D. Méda, "Opportunity Costs of Having a Child, Financial Constraints and Fertility," August 2005.
131. S. Goueron et D. Szpiro, « Excès de liquidité monétaire et prix des actifs », septembre 2005.
132. J. Baude, « L'impact des chocs boursiers sur le crédit en France depuis le milieu des années quatre-vingt-dix », septembre 2005.
133. R. Bourlès and G. Cette, "A Comparison of Structural Productivity Levels in the Major Industrialised Countries," October 2005.
134. T. Grunspan, "The Fed and the Question of Financial Stability: An Empirical Investigation," October 2005.

135. S. Fabiani, M. Druant, I. Hernando, C. Kwapil, B. Landau, C. Loupias, F. Martins, T. Mathä, R. Sabbatini, H. Stahl and A. Stockman, "The Pricing Behaviour of Firms in the Euro Area: New Survey Evidence," November 2005.
136. E. Dhyne, L. Alvarez, H. Le Bihan, G. Veronese, D. Dias, J. Hoffmann, N. Jonker, P. Lünemann, F. Rumler and J. Vilminen, "Price Setting in the Euro Area: Some Stylized Facts from Individual Consumer Price Data," November 2005.
137. D. Fougère, H. Le Bihan and P. Sevestre, "Heterogeneity in Consumer Price Stickiness: A Microeconomic Investigation," November 2005.
138. L. Alvarez, E. Dhyne, M. Hoeberichts, C. Kwapil, H. Le Bihan, P. Lünemann, F. Martins, R. Sabbatini, H. Stahl, P. Vermeulen and J. Vilminen, "Sticky Prices in the Euro Area: a Summary of New Micro Evidence," November 2005.
139. E. Kharroubi, "Illiquidity, Financial Development and the Growth-Volatility Relationship," February 2006.
140. M. Baghli, C. Cahn and H. Fraise, "Is the Inflation-Output Nexus Asymmetric in the Euro Area," April 2006.
141. E. Jondeau and J-G. Sahuc, "Optimal Monetary Policy in an Estimated DSGE Model of the Euro Area with Cross-country Heterogeneity," April 2006.
142. S. Avouyi-Dovi, M. Brun, A. Dreyfus, F. Drumetz, V. Oung et J.-G. Sahuc, « La fonction de demande de monnaie pour la zone euro : un réexamen », Mai 2006.
143. C. Jartet, "Term Structure Anomalies : Term Premium or Peso Problem?" May 2006.
144. S. Avouyi-Dovi, R. Kierzenkowski, C. Lubochinsky, "Are Business and Credit Cycles Converging or Diverging? A comparison of Poland, Hungary, the Czech Republic and the Euro Area", May 2006.
145. O. De Bandt, C. Bruneau, A. Flageollet, "Assessing Aggregate Comovements in France, Germany and Italy. Using a Non Stationary Factor Model of the Euro Area" June 2006.
146. M. Baghli, C. Cahn, J-P. Villetelle, "Estimating Potential Output with a Production Function for France, Germany and Italy" June 2006.
147. E. Fonteny, « La désaisonnalisation des séries d'agrégats monétaires et de crédit à la Banque de France : aspects théoriques et mise en œuvre » Juin 2006.

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 : (0)1 42 92 49 55
fax : (0)1 42 92 62 92
email : thierry.demoulin@banque-france.fr