

OLIVIER DARNÉ

Les méthodes et logiciels de désaisonnalisation des séries économiques : une revue de la littérature

Journal de la société française de statistique, tome 145, n° 4 (2004), p. 79-102

http://www.numdam.org/item?id=JSFS_2004__145_4_79_0

© Société française de statistique, 2004, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Journal de la société française de statistique » (<http://publications-sfds.math.cnrs.fr/index.php/J-SFdS>) implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme
Numérisation de documents anciens mathématiques
<http://www.numdam.org/>

LES MÉTHODES ET LOGICIELS DE DÉSAISONNALISATION DES SÉRIES ÉCONOMIQUES : UNE REVUE DE LA LITTÉRATURE

Olivier DARNÉ *

RÉSUMÉ

De nombreuses méthodes de désaisonnalisation des chroniques économiques ont été développées depuis l'apparition de l'informatique. Elles se distinguent principalement par l'approche (non paramétrique, semi-paramétrique et paramétrique) sur laquelle elles sont fondées. Les améliorations apportées à ces méthodes au cours des recherches récentes ne concernent pas leur principe mais visent plutôt à remédier à certaines de leurs limites. Nous proposons une description des différentes techniques de désaisonnalisation selon leur approche ainsi qu'une présentation des principaux logiciels les utilisant.

ABSTRACT

Numerous seasonal adjustment methods of economic time series have been developed since the development of computers. They are based on different approaches (non parametric, semi-parametric and parametric). The recent improvements present in the seasonal adjustment methods do not concern their methodology but they aim to overcome some of their limitations. We describe different seasonal adjustment methods according to their approach as well as the major softwares implementing them.

1. Introduction

W.M. Persons (1919) a donné une définition et une formalisation standards des composantes inobservables d'une série temporelle X_t observée, largement popularisées par les succès du baromètre de Harvard ¹ fondé sur cette méthodologie. Il distingue quatre types d'éléments : (i) une tendance de long terme ou tendance séculaire (T_t), (ii) un mouvement cyclique superposé sur la tendance (C_t), (iii) un mouvement saisonnier (S_t), c'est-à-dire un mouvement cyclique relativement régulier de période intra-annuelle, et (iv) une variation résiduelle (I_t), combinés selon les schémas de décomposition additif ou multiplicatif. Cette idée est ancienne et c'est sans doute en astronomie et en

* LAMETA-CNRS, Faculté des Sciences Économiques, Avenue de la Mer, Espace Richter, C.S. 79606, 34960 Montpellier cedex 2, France.
darne@lameta.univ-montp1.fr

1. Voir Armatte (2003) pour une présentation du baromètre de Harvard ou «baromètre des trois marchés» pour l'étude des cycles.

météorologie qu'il faut en rechercher l'origine². De nos jours, les schémas de décomposition des différents éléments tiennent compte des composantes déterministes telles que les variations de jours ouvrables et les effets de fêtes mobiles qui affectent un certain nombre de chroniques socio-économiques (notamment celles de flux). Ils deviennent :

$$\text{Schéma additif :} \quad X_t = TC_t + S_t + TD_t + EE_t + I_t$$

$$\text{Schéma multiplicatif :} \quad X_t = TC_t \times S_t \times TD_t \times EE_t \times I_t$$

où TC_t représente la composante de tendance-cycle ou tendance de court terme³, TD_t la composante de jours ouvrables (*Trading Days*) qui mesure l'impact sur la série de la composition journalière du mois, et EE_t la composante mesurant l'effet de la fête de Pâques (*Easter Effect*)⁴.

La désaisonnalisation a pour objectif d'éliminer les composantes saisonnières des séries temporelles économiques afin de mettre en évidence les autres éléments (tendance et cycle) qui jouent un rôle important dans l'analyse économique. L'idée d'identifier et de supprimer la saisonnalité dans les chroniques est très ancienne, et remonte au XIX^e siècle. En effet, en 1862, Jevons préconise⁵ que

Chaque type de fluctuations périodiques, qu'elles soient journalières, hebdomadaires, trimestrielles ou annuelles, doit être détecté. [...] En effet, nous devons établir et éliminer de telles variations périodiques avant de pouvoir correctement montrer celles qui sont irrégulières et non périodiques, et qui probablement présentent plus d'intérêt et d'importance.

D'après Hylleberg (1992), le problème de l'ajustement saisonnier se produit dans au moins deux contextes⁶ économiques différents : (1) les études historiques des cycles d'affaires (Burns et Mitchell, 1946 ; Kaiser et Maravall, 2000) et (2) l'évaluation des conditions économiques actuelles ou conjoncturelles, c'est-à-dire l'analyse des phases récentes de récession et d'expansion de l'activité

2. En effet, les travaux de Buys Ballot (1847) sont fréquemment cités comme une des premières références sur la désaisonnalisation. Pour une discussion historique sur l'ajustement saisonnier voir, par exemple, Nerlove, Grether et Carvalho (1979), Dagum (1979, 1986, 2001), Bell et Hillmer (1984), Armatte (1992), Hylleberg (1992), Ladiray et Quenneville (1999, 2001) et Darné (2003).

3. Les séries temporelles étudiées sont généralement trop courtes (15 à 20 années de données) pour que l'estimation des composantes de tendance et cyclique puisse se faire aisément. Par conséquent, on regroupe ces deux composantes pour former celle de tendance-cycle.

4. Les *Easter Effect* ne concernent que les effets de la fête de Pâques. On parle plus généralement des effets de fêtes mobiles (*moving holiday effects*) pour caractériser les effets provoqués par les fêtes qui tombent dans un mois ou dans un autre, selon le calendrier. Les *Easter Effect* en font partie et sont les plus étudiés. D'autres effets, spécifiques aux États-Unis, peuvent être analysés comme la fête du travail et le Thanksgiving.

5. Voir Nerlove, Grether et Carvalho (1979).

6. La désaisonnalisation est aussi utilisée dans d'autres contextes comme, par exemple, la prévision en entreprise ou encore la météorologie.

économique (Moore, 1961 ; Dagum, 2001) ⁷. Cet auteur souligne également que l'utilisation de l'analyse économétrique sur des données désaisonnalisées augmente le risque d'une mauvaise spécification du modèle, entraînant ainsi des relations dynamiques fallacieuses et de faibles prévisions. Néanmoins, la plupart des modèles macro-économétriques emploient des données corrigées des variations saisonnières (cvs) produites par les agences de statistique.

Dès lors, un certain nombre de méthodes de désaisonnalisation sont apparues dans les années 20 et 30 (Mendershausen, 1937), mais c'est principalement depuis l'essor de l'informatique après la seconde guerre mondiale qu'elles se sont développées ⁸. De nombreuses recherches se sont intéressées à la correction des variations saisonnières présentes dans les données sans toutefois en modifier les caractéristiques. Cette opération est délicate, ce qui explique le développement de diverses méthodes dont le but est d'améliorer l'ajustement saisonnier.

Les procédures sont généralement classées en deux catégories ⁹ : les méthodes *non paramétriques* fondées sur des filtres de lissage linéaire où les variables inobservables sont modélisées de manière implicite, et les méthodes *paramétriques* pour lesquelles la modélisation des composantes est réalisée explicitement. Il existe deux grandes classes de modèles paramétriques : la première suppose que chaque composante a un comportement « déterministe » dans le sens de la décomposition de Wold (1938) représentée par des modèles de régression, et la seconde est basée sur des comportements « stochastiques » ou « purement linéaires » en utilisant des modèles univariés de type ARIMA. Cependant, le développement récent de procédures combinant ces deux approches remet en question cette dichotomie. Par conséquent, une nouvelle classification est proposée intégrant à la fois les deux catégories précédentes ainsi qu'une troisième qui prend en compte les nouvelles méthodes dites « *semi-paramétriques* » ou « *mixtes* » basées sur des modèles hybrides (combinant des modèles implicites et explicites). Cette classification tente d'apporter plus de clarté dans la description des nombreuses méthodes de désaisonnalisation, même si celle-ci peut être discutable sur quelques points à cause des chevauchements des diverses approches en pratique.

Dans ce papier, différentes méthodes de désaisonnalisation sont décrites selon le type d'approche employée ainsi qu'une présentation des principaux logiciels les utilisant.

7. Voir Nerlove, Grether et Carvalho (1979) pour une discussion historique sur l'application de la désaisonnalisation pour l'analyse conjoncturelle et l'étude historique des cycles d'affaires.

8. Pour des descriptions de différentes méthodes de désaisonnalisation, voir Fase *et alii* (1973), Baron (1973), Burman (1979), Pierce (1980) et Den Butter et Fase (1991), *inter alia*. Des études récentes ont été réalisées, notamment par Fischer (1995), Bianchi (1996), National Statistics (1996), Eurostat (1998), la Banque Centrale Européenne (2000) et Darné (2003).

9. Cette classification a été introduite par Dagum (1986). Voir aussi Sutcliffe (1999).

2. Les méthodes non paramétriques (modèles implicites)

En matière de désaisonnalisation des séries économiques, les filtres de lissage linéaire ou moyennes mobiles sont déjà connus au début des années 20, mais sont rarement utilisés (Falkner, 1924; King, 1924). En effet, le meilleur instrument connu pour éliminer la composante saisonnière, la moyenne mobile centrée d'ordre douze, s'avère un piètre estimateur de la tendance-cycle¹⁰. Par ailleurs, les moyennes mobiles sont très sensibles aux cas erratiques et nécessitent de ce fait un traitement *a priori* des valeurs extrêmes. C'est ce genre de limite qui conduit King (1924) et d'autres chercheurs à utiliser les médianes mobiles au lieu des moyennes arithmétiques mobiles pour estimer les facteurs saisonniers. Vers la fin des années 20, l'élaboration de nouveaux filtres de lissage et de techniques d'application différentes permet de diffuser cette approche non paramétrique pour la désaisonnalisation des séries temporelles économiques. Macaulay (1931) met au point une méthode¹¹ basée sur les filtres de lissage linéaire. Progressivement, les gouvernements et les bureaux de statistique commencent à appliquer les procédés de lissage pour désaisonnaliser leurs séries, mais la méthode est coûteuse, longue et subjective, parce que les ajustements sont réalisés, pour la plupart, à la main (Dagum, 1979).

Le développement de l'informatique, après la seconde guerre mondiale, contribue à la propagation et à l'amélioration des méthodes non paramétriques de désaisonnalisation. La méthode la plus connue est sûrement la méthode X-11. Par la suite, de nombreuses méthodes dont le principe de construction est identique à celui de X-11 ont été développées et sont appelées « style X-11 » (Sutcliffe, 1999).

2.1. La méthode X-11

En 1954, Julius Shiskin met au point une méthode (*Method I*) au US Bureau of the Census (voir Shiskin, 1957, 1978). Cette technique d'ajustement saisonnier est suivie par onze versions expérimentales d'une *Method II* (X0, X1, etc) pour finalement aboutir au logiciel X-11 en 1965 (Shiskin, Young et Musgrave, 1967). Inspirées directement des lissages par moyennes mobiles et des travaux de Macaulay (1931), ces diverses versions constituent les premières méthodes automatiques de désaisonnalisation et X-11 devient rapidement un standard utilisé dans le monde entier.

La méthode X-11 développée par Shiskin *et alii* (1967) est basée sur l'utilisation de différentes sortes de moyennes mobiles (symétriques et asymétriques) pour décomposer une série temporelle en ses éléments de tendance, saisonnier et irrégulier, sans modèle explicite sous-jacent. Chaque composante s'obtient après plusieurs itérations (voir Dagum, 1988, pour une description détaillée

10. En effet, cette moyenne ne peut pas suivre avec précision les sommets et les creux des cycles conjoncturels à court terme (d'une périodicité de 5 ans ou plus). En outre, à moins que les fluctuations accidentelles aient une faible amplitude, elle ne comprend pas suffisamment de termes pour assurer un lissage adéquat des données.

11. Simultanément, Joy et Thomas (1928) proposent une autre méthode fondée sur les moyennes mobiles qui permet de saisir les variations de longue période des fluctuations saisonnières apparues dans plusieurs séries du Federal Reserve Board.

des différentes étapes¹²). Le programme permet également la détection et la suppression des effets de jours ouvrables.

Les estimations des composantes saisonnière et de tendance résultent d'un filtrage en cascade, c'est-à-dire de l'application successive de divers filtres¹³ linéaires individuels, appliqués de manière séquentielle. Pour des données mensuelles, ce filtrage est composé de : (i) une moyenne mobile centrée à 12 termes, (ii) deux moyennes mobiles saisonnières d'ordre $3 \times (2n + 1)$, et (iii) une moyenne mobile de Henderson.

La moyenne mobile centrée à 12 termes est définie par

$$D(B) = (1/24)B^{-6}(1 + B)(1 + B + B^2 + \dots + B^{11}) \quad (1)$$

où B est l'opérateur retard défini par $B^m y_t = y_{t-m}$ et $B^0 = 1$, et les moyennes mobiles saisonnières par

$$S_t^{3 \times (2n+1)} = \frac{1}{3} \left(S_{t-12}^{(2n+1)} + S_t^{(2n+1)} + S_{t+12}^{(2n+1)} \right)$$

avec
$$S_t^{(2n+1)} = \frac{1}{2n+1} \sum_{j=-n}^n S_{t+12j}$$

où $S_t^{3 \times (2n+1)}$ correspond à la moyenne mobile saisonnière d'ordre $3 \times (2n + 1)$ avec $n = 1, 2, 4$, et SI est la composante saisonnier-irrégulier (valeurs de la série corrigée de la tendance). L'ordre de la moyenne mobile est sélectionné en fonction du rapport irrégulier/saisonnier (I/S) parmi les moyennes suivantes 3×3 , 3×5 et 3×9 .

L'estimation de la tendance-cycle s'obtient par l'application d'un des trois filtres linéaires de Henderson disponibles dans le logiciel, c'est-à-dire les filtres à 9, 13 et 23 termes. Ces filtres, développés par Henderson (1916), sont la solution d'une équation de récurrence linéaire¹⁴. Par exemple, le filtre de tendance-cycle de Henderson à 13 termes est défini par

$$\begin{aligned} H_{13}(B) = & -0.019B^{-6} - 0.028B^{-5} + 0.00B^{-4} + 0.065B^{-3} + 0.147B^{-2} \\ & + 0.214B^{-1} + 0.24B^0 + 0.214B^1 + 0.147B^2 + 0.065B^3 \\ & + 0.00B^4 - 0.028B^5 - 0.019B^6 \end{aligned} \quad (2)$$

Pour les observations en début et en fin de série où la moyenne mobile symétrique de Henderson ne peut pas être utilisée, X-11 emploie des moyennes mobiles asymétriques dérivées de la méthode de Musgrave (1964) afin de

12. Voir également Hylleberg (1992). Laroque (1977) présente la méthode X-11 pour des données trimestrielles.

13. Les propriétés des filtres utilisés dans le programme X-11 sont détaillées par Dagum (1978), et l'étude de la convolution de tous ces filtres pour estimer les variables latentes se trouve dans Dagum *et alii* (1996).

14. Voir Gouriéroux et Monfort (1995). Par ailleurs, Bell et Monsell (1992) proposent une représentation graphique très complète sur les coefficients et les fonctions de gain des divers filtres de Henderson utilisés dans X-11.

prolonger la série. Elles sont obtenues pour des valeurs pré-définies du rapport bruit/signal (I/C) et déterminent ainsi la longueur du filtre de tendance-cycle de Henderson à appliquer. X-11 corrige les effets des variations de jours ouvrables, mais pas ceux de la fête de Pâques.

La force principale du logiciel X-11 vient de son application massive dans les organismes et les instituts de statistique nationaux et internationaux (Dagum, 1986) durant des années, ce qui a permis de l'enrichir avec des mises à jour régulières. Son inconvénient majeur a été une estimation peu fiable des valeurs désaisonnalisées en fin de série¹⁵. Ces dernières sont importantes pour évaluer la direction de la tendance de court terme et identifier un point de retournement cyclique dans l'économie. En outre, les tests statistiques étaient peu nombreux et les indicateurs pour évaluer la qualité de la désaisonnalisation étaient absents.

2.2. Les méthodes « style X-11 »

2.2.1. La méthode SEASABS

La méthode SEASABS (*SEASonal Analysis at Australian Bureau of Statistics*) a été développée par l'Australian Bureau of Statistics (1987) (voir aussi 1999a, 1999b). C'est un outil d'ajustement et d'analyse saisonniers basé sur la connaissance de la série, et son algorithme de désaisonnalisation est fondé sur celui de X-11. Il enregistre les précédentes analyses d'une série afin de comparer les diagnostics de X-11 au cours du temps et de « connaître » quels paramètres et facteurs préalables ont mené à un ajustement acceptable lors de la dernière analyse.

2.2.2. La méthode GLAS

Le logiciel GLAS (*General Linear Abstraction of Seasonality*) a été développé par Young (1992) à la Banque d'Angleterre pour désaisonnaliser les séries monétaires. Les composantes de tendance et saisonnière de la série sont estimées et lissées en utilisant une moyenne mobile de régressions locales à partir d'une fonction de poids triangulaire. GLAS utilise un « algorithme de révision minimum » développé par Lane (1972) pour déterminer les poids des points en fin de série. Le logiciel propose un ajustement des variations de jours ouvrables tandis que celui des effets de Pâques n'est pas pris en compte.

2.2.3. La méthode STL

Le logiciel STL (*Seasonal-Trend decomposition based on Loess*¹⁶) a été proposé par Cleveland *et alii* (1990) à Bell Laboratories. Il est développé

15. En effet, les estimations des données les plus récentes de la série sont moins stables que celles au centre, dues à l'application des filtres asymétriques. Elles sont donc assujetties à des révisions importantes lorsque de nouvelles observations sont disponibles.

16. Le nom « Loess », ou « Lowess », signifie *Locally-weighted Scatterplot Smoother*.

sur le même principe que le logiciel GLAS, à savoir l'approche des méthodes non paramétriques en utilisant des moyennes pondérées localement. Au lieu d'appliquer des moyennes mobiles pour lisser et estimer les composantes de tendance et saisonnière, STL ajuste *localement* un polynôme (un ajustement linéaire ou quadratique pour la composante de tendance, et constant ou linéaire pour la saisonnalité) par les moindres carrés pondérés, en utilisant une fonction de poids tri-cubique. Cette dernière est robuste à la présence de points atypiques. STL prend également en compte l'estimation des variations de jours ouvrables, mais pas celle des effets de Pâques.

2.2.4. La méthode SABL

La méthode SABL (*Seasonal Adjustment at Bell Laboratories*) a été développée par Cleveland, Dunn et Terpenning (1978) à Bell Laboratories (Cleveland *et alii*, 1981 ; Cleveland, Devlin et Terpenning, 1982). C'est une méthode qui, dans le principe, est de construction identique à la celle de X-11, et par conséquent n'a aucun modèle explicite sous-jacent.

Puisque les méthodes utilisant les filtres linéaires sont très sensibles aux points atypiques, SABL a spécialement été créée pour réduire l'influence de ce type de points en utilisant toujours un filtre non linéaire fondé sur une *M*-estimation¹⁷, avant d'appliquer le filtre linéaire, pour obtenir plus de robustesse. Le lissage des composantes de tendance et saisonnière est basé sur un système plutôt complexe de moyennes mobiles et de régressions (sur médianes mobiles pondérées). Par ailleurs, SABL corrige les effets des variations de jours ouvrables de la même manière que dans X-11.

3. Les méthodes semi-paramétriques (modèles hybrides)

La vulgarisation des modèles ARIMA à partir de l'ouvrage de Box et Jenkins (1970) a permis de faire progresser les outils de désaisonnalisation. Elle donne lieu à l'évolution de la méthode X-11 vers X11-ARIMA, en améliorant l'estimation des observations récentes (défaut majeur de X-11). En effet, la série initiale est modélisée par un processus ARIMA puis prolongée en début et en fin de série, limitant ainsi les révisions des estimations lorsque l'on dispose d'une observation supplémentaire. Ces méthodes semi-paramétriques intégrées dans les logiciels X11-ARIMA et X12-ARIMA utilisent des filtres linéaires de la méthode X-11 combinés avec des filtres provenant de modèles ARIMA qui sont ajustés globalement aux données. Néanmoins, il faut noter que les modèles ARIMA ne peuvent pas être appliqués directement sur les séries économiques sans une analyse préalable de celles-ci, notamment à cause du problème de stationnarité et des effets déterministes.

17. La *M*-estimation est une procédure d'estimation de type minimax développée par Huber (1964) qui est robuste à la présence de points atypiques.

3.1. La méthode X11-ARIMA/88

La méthode X11-ARIMA est une amélioration du X-11, proposée par Dagum (1975, 1978, 1979), pour laquelle une première version est automatisée sous la forme d'un logiciel par Dagum (1980) à Statistique Canada, nommé X11-ARIMA/80. Néanmoins, celui-ci présente l'inconvénient de ne pas corriger les effets de calendrier présents dans les séries de flux avant de procéder à leur modélisation ARIMA. Les logiciels X11-ARIMA/88 et X11-ARIMA/2000 développés à Statistique Canada (Dagum, 1988) résolvent ce problème à partir d'un traitement séquentiel et automatique de ces effets.

La principale amélioration de la méthode X-11 est la possibilité d'ajuster un modèle ARIMA à la série, qui permet au logiciel de prévoir jusqu'à trois années de données supplémentaires¹⁸. Ceci mène à une meilleure désaisonnalisation pour les observations récentes. L'utilisateur peut soit spécifier un modèle ARIMA à ajuster soit laisser le soin au logiciel de sélectionner automatiquement un modèle parmi quatre testés de manière séquentielle par ordre de complexité. Le premier modèle qui remplit les critères d'acceptation (critères de bonne qualité d'ajustement et de performance de prévision) est retenu.

X11-ARIMA/88 a permis de corriger les limites des estimations peu fiables en fin de série produites par la procédure X-11 en utilisant les modèles ARIMA. Il introduit également deux modèles pour estimer les effets de Pâques, des tests statistiques pour la présence de saisonnalité mobile, une mesure pour celle de saisonnalité identifiable, un ensemble d'indicateurs pour évaluer la qualité de la désaisonnalisation, et une sélection de filtres saisonniers définis en fonction des caractéristiques de la série.

Une autre extension du programme X-11 original est le programme X11-UK pour les séries mensuelles. Il intègre une procédure autorégressive, la procédure de Kenny-Durbin (Kenny et Durbin, 1982), qui utilise les modèles autorégressifs pour prévoir une année supplémentaire de données, et ainsi améliorer l'ajustement en fin de série. Cependant, National Statistics (1996) et Fischer (1995) montrent que la qualité des prévisions ARIMA de la méthode X11-ARIMA est, pour la plupart des séries, supérieure à celle obtenue par la méthode X11-UK. Le Central Bureau of Statistics hollandais a également proposé une extension en créant le logiciel CPBX11 (Central Bureau of Statistics, 1981; Van Der Hoeven et Hundepool, 1986) qui combine les caractéristiques des méthodes Census X-11 et CPB-1 du Central Planning Bureau (Central Bureau of Statistics, 1976).

18. La longueur de l'horizon de prévision est fortement liée au problème de minimisation des révisions dû aux changements de filtre (Dagum, 1988). C'est pour cette raison que le logiciel peut prévoir jusqu'à trois années de données supplémentaires. Néanmoins, l'option par défaut de X11-ARIMA propose une année de prévision comme horizon optimal de prévision.

3.2. La méthode X12-ARIMA

La méthode X12-ARIMA est principalement fondée sur celle de X11-ARIMA (versions 1980 et 1988) et a été développée par Findley *et alii* (1988, 1998) au US Bureau of the Census¹⁹. Elle utilise la même méthode que X-11, et intègre également la plupart des améliorations introduites par X11-ARIMA et d'autres nouvelles. La différence majeure est un pré-traitement supplémentaire des données, appelé RegARIMA²⁰ (*Regression ARIMA*). Cette procédure permet une estimation simultanée des points aberrants, des variations de jours ouvrables et des effets de Pâques, avec un modèle ARIMA saisonnier. Ce dernier est sélectionné à partir d'une procédure automatique, basée sur cinq modèles, similaire à celle employée par X11-ARIMA, et est utilisé pour extrapoler la série initiale afin de la prolonger.

D'autres filtres saisonnier et de Henderson sont rajoutés dans la méthode X12-ARIMA²¹. Elle dispose des mêmes diagnostics pour tester la qualité de la désaisonnalisation que ceux disponibles dans X11-ARIMA, tout en en proposant d'autres : des tests spectraux (sur la saisonnalité et les variations de jours ouvrables résiduelles) et des diagnostics de stabilité de la désaisonnalisation.

4. Les méthodes paramétriques (modèles explicites)

Certains auteurs ont critiqué les approches non paramétriques de désaisonnalisation basées sur les filtres linéaires ou moyennes mobiles²². L'insatisfaction de ces méthodes conduit à l'utilisation de modèles explicites de séries temporelles pour l'ajustement saisonnier des séries. Deux types de méthodes se sont développées : les méthodes fondées sur des modèles déterministes, et celles basées sur des modèles stochastiques.

4.1. Les méthodes déterministes

Les méthodes de régression fournissent les premières approches de désaisonnalisation basées sur le modèle²³. À la fin des années 30, Fisher (1937) et Mendershausen (1939) proposent d'ajuster des polynômes par la méthode des moindres carrés pour éliminer la composante saisonnière. Au cours des

19. Voir aussi Bureau of the Census (2000).

20. Ce pré-programme est similaire à celui de TRAMO de SEATS (Gómez et Maravall, 1997).

21. X12-ARIMA permet d'utiliser en plus une moyenne mobile 3×15 et n'importe quelle moyenne de Henderson d'ordre impair.

22. Par exemple, Slutsky (1927) et Yule (1927) montrent que l'utilisation de moyennes mobiles peut introduire des cycles artificiels dans les données, et Fisher (1937) déplore l'application de procédures « empiriques » *ad hoc* alors qu'il existe des outils mathématiques adéquats.

23. Buys Ballot (1847) a été le premier à proposer une méthode déterministe de désaisonnalisation basée sur des régressions globales.

années 60, l'usage des techniques de régression multiple pour désaisonnaliser les séries temporelles économiques se répand largement pour deux raisons : premièrement, la construction des modèles économétriques pour les séries mensuelles et trimestrielles qui suscite un intérêt général et, deuxièmement, le développement rapide de l'informatique. Ces méthodes s'appuient sur une modélisation de la série originale et de chacune des composantes par des fonctions paramétriques simples, et sur l'estimation des paramètres par des méthodes de type moindres carrés ordinaires. Divers auteurs contribuent de façon significative à ces travaux, notamment Hannan (1960), Lovell (1963), Rosenblatt (1963), Ladd (1964), Jorgenson (1964), Henshaw (1966), Stephenson et Farr (1972), et Wallis (1978).

À l'heure actuelle, cette approche ne suscite plus un grand intérêt car elle ne permet pas de prendre en compte les propriétés stochastiques des chroniques économiques. Néanmoins, certaines extensions des méthodes déterministes ont été développées par exemple dans les programmes DAINITIES et BV4, en utilisant des régressions locales. DAINITIES a été, jusqu'à récemment, la méthode de désaisonnalisation officielle de la Commission Européenne et a été développée en 1979, succédant ainsi à la méthode SEABIRD. Elle est comparable à la méthode BV4 et est fondée sur des méthodes de régressions mobiles.

BV4 (*Berliner Verfahren 4*)²⁴ est une méthode de désaisonnalisation basée sur l'application de filtres linéaires mobiles dérivés d'approximations de fonctions par une approche de régression, proposée par Nourney (1983, 1984). Elle a été développée à l'origine par la Technical University Berlin et la German Institute for Economic Research (Nullau *et alii*, 1969). C'est la procédure d'ajustement saisonnier officielle du Bureau Statistique Fédéral Allemand (Statistisches Bundesamt, 1997). BV4 est théoriquement meilleure que les approches non paramétriques du fait de l'utilisation de méthodes de régression locales. Néanmoins, elle entraîne des problèmes d'identification qui ne peuvent être résolus qu'en imposant certaines spécifications définies indépendamment de la série. Elle utilise des polynômes d'ordre 3 pour estimer la composante de tendance et des fonctions trigonométriques pour estimer la composante saisonnière. BV4 corrige les variations de jours ouvrables à partir de méthodes de régression alors que les effets de Pâques ne sont pas pris en compte. Le processus de désaisonnalisation est mis en œuvre en imposant des filtres fixés pour chaque série.

4.2. Les méthodes stochastiques

Le développement de la théorie des processus stochastiques ainsi que celui de l'informatique après la seconde guerre mondiale contribuent fortement à l'amélioration des méthodes paramétriques, et donc de ce fait aux outils de désaisonnalisation. Ces méthodes sont fondées sur la spécification de modèles ARIMA pour modéliser les composantes inobservables (UCARIMA, *Unobserved Component ARIMA*) et sur l'utilisation de la théorie de l'extraction

24. BV4 : Procédure de Berlin version No 4.

de signal²⁵. On distingue deux approches : celle des séries temporelles structurales (STS, *Structural Time Series*) de celle basée sur le modèle ARIMA (AMB, *ARIMA Model-Based*).

4.2.1. L'approche basée sur le modèle ARIMA

L'approche AMB a pour objet de modéliser la série observée à partir d'un modèle ARIMA saisonnier²⁶ de manière à déduire les éléments à partir de la structure du modèle en utilisant les estimations spectrales²⁷. Les contributions majeures sur cette approche sont faites par Box, Hillmer et Tiao (1978), Burman (1980), Hillmer et Tiao (1982), Bell et Hillmer (1984) et Maravall et Pierce (1987).

Puisque les composantes sont inobservables et afin d'obtenir une décomposition unique à partir du modèle ARIMA général ajusté à la série d'origine, Hillmer et Tiao (1982) proposent ce qu'ils appellent la *décomposition canonique*. Elle a les propriétés, entre autres, de maximiser la variance de l'irrégulier et de minimiser celle de la composante saisonnière. Les modèles ARIMA sont très sensibles aux points atypiques et ne peuvent pas estimer correctement les éléments déterministes. Par conséquent, d'autres développements sont réalisés en combinant des modèles de régression avec des variables dichotomiques et des erreurs ARIMA. C'est dans cette optique que le logiciel TRAMO-SEATS a été proposé.

Le logiciel TRAMO-SEATS

TRAMO (*Time Series Regression with ARIMA Noise, Missing Observations, and Outliers*) et SEATS (*Signal Extraction in Arima Time Series*) ont été développés par Gómez et Maravall (1992, 1997) et Maravall et Gómez (1992) à la Banque d'Espagne.

L'application de SEATS suppose que la série soit stationnaire ou qu'elle puisse être stationnarisée afin d'être modélisée en utilisant des modèles saisonniers ARIMA globaux. Cette hypothèse de stationnarité est rarement justifiée pour les séries temporelles économiques. Par conséquent, le pré-programme TRAMO est utilisé pour rendre la série stationnaire et supprimer les effets déterministes. Ce dernier permet l'estimation, la prévision et l'interpolation

25. Le problème de l'extraction de signal est d'estimer le signal S_t dans les observations $Z_t = S_t + N_t$ où N_t est le «bruit». Kolmogorov (1939) et Wiener (1949) ont résolu ce problème pour des séries stationnaires, en obtenant une fonction linéaire $\hat{S}_t$ pour minimiser $E[(S_t - \hat{S}_t)^2]$. Hannan (1967) et Bell (1984), entre autres, ont étendu ce résultat aux séries non stationnaires. L'extraction de signal est utilisée en désaisonnalisation en identifiant S_t et N_t comme les éléments saisonnier et non saisonnier et en modélisant convenablement Z_t , S_t et N_t (Bell et Hillmer, 1984).

26. Hannan (1964) est le premier à proposer une méthode de désaisonnalisation basée sur des modèles stochastiques stationnaires. Cette approche est étendue aux modèles non stationnaires par Hannan (1967) et Hannan *et alii* (1970).

27. Les méthodes de désaisonnalisation fondées sur l'estimation spectrale ont été suggérées par Melnick et Moussourakis (1974) et Geweke (1978).

de modèles de régression avec des observations manquantes et des erreurs ARIMA, en présence de plusieurs types possibles de points atypiques ²⁸.

À partir de la série linéarisée par TRAMO, SEATS commence par ajuster un modèle ARIMA saisonnier. Ce modèle ²⁹ est déterminé par une procédure automatique d'identification de modèles fondée sur des contraintes concernant les ordres des polynômes (saisonniers et non saisonniers) et sur le critère BIC. Ensuite, SEATS utilise la méthode AMB pour décomposer la série en composantes de tendance-cycle, saisonnier et irrégulier. Elle est fondée sur un programme développé à l'origine par Burman (1980) à la Banque d'Angleterre, la méthode MSX (*Minimum Seasonal eXtraction*) ³⁰.

Soit x_t la série d'origine, soit $z_t = \delta(B)x_t$ la série différenciée, où $\delta(B) = \Delta^d \Delta_s^D$ représente les différences appliquées sur x_t afin de la rendre stationnaire, où $\Delta = 1 - B$, et $\Delta_s^D = (1 - B^s)^D$ est la différenciation saisonnière de période s . Le modèle pour la série différenciée z_t peut être exprimé de la manière suivante

$$\phi(B)(z_t - \bar{z}) = \theta(B)a_t$$

où $\bar{z}$ est la moyenne de z_t , a_t est un processus de bruit blanc, normalement distribué de moyenne zéro et de variance σ_a^2 , et $\phi(B)$ et $\theta(B)$ sont des polynômes respectivement autorégressif et de moyenne mobile satisfaisant les conditions de stationnarité et d'inversibilité. Le modèle complet s'écrit alors comme suit :

$$\Phi(B)x_t = \theta(B)a_t + c$$

où $\Phi(B) = \phi(B)\delta(B)$ représente le polynôme autorégressif complet. Le polynôme $\Phi(B)$ est factorisé de la manière suivante : $\Phi(B) = \phi_T(B)\phi_S(B)\phi_C(B)$ où $\phi_T(B)$, $\phi_S(B)$ et $\phi_C(B)$ sont des polynômes autorégressifs qui contiennent respectivement les racines de tendance, saisonnière et cyclique.

On obtient ainsi :

$$x_t = \frac{\theta(B)}{\Phi(B)}a_t = \frac{\theta_T(B)}{\phi_T(B)}a_{Tt} + \frac{\theta_S(B)}{\phi_S(B)}a_{St} + \frac{\theta_C(B)}{\phi_C(B)}a_{Ct} + u_t$$

où u_t est un bruit blanc Gaussien, et les bruits a_{Tt} , a_{St} et a_{Ct} sont non corrélés deux à deux. Désormais, les modèles pour les composantes de tendance, saisonnière et cyclique sont définies respectivement par : $\phi_T(B)T_t = \theta_T(B)a_{Tt}$, $\phi_S(B)S_t = \theta_S(B)a_{St}$, et $\phi_C(B)C_t = \theta_C(B)a_{Ct}$.

Si les spectres de toutes les composantes sont non négatifs, alors la décomposition est dite admissible, et une décomposition unique du modèle est obtenue

28. Ceci est similaire à la partie RegARIMA de la méthode X12-ARIMA.

29. SEATS contrôle l'estimation du modèle suggéré par TRAMO à partir d'un certain nombre de diagnostics. SEATS peut ajuster un autre modèle si la décomposition du modèle est invalide ou si le spectre de la composante irrégulière est négatif.

30. La méthode MSX, qui est une approche fondée sur l'extraction de signal, utilise l'analyse spectrale pour décomposer la série temporelle. Par la suite, Burman (1995) a développé le logiciel PROPHET en se basant sur cette procédure.

en appliquant la décomposition canonique³¹. Les paramètres des composantes de tendance-cycle et saisonnière sont ensuite estimés par les estimateurs des erreurs moyennes quadratiques minimums (MMSE, *Minimum MSE*), en utilisant le filtre de Weiner-Kolmogorov.

TRAMO-SEATS propose de nombreux outils analytiques, comme, par exemple, les erreurs de prévisions et les tests d'adéquation de la modélisation ARIMA. Cependant, aucun critère empirique n'est proposé pour juger de la qualité de la désaisonnalisation.

4.2.2. L'approche des séries temporelles structurelles

L'approche STS consiste à spécifier directement des modèles ARIMA pour chaque variable inobservable. Elle s'inscrit dans la continuité des méthodes de régression outre le fait qu'au lieu d'utiliser des modèles déterministes globaux ou des modèles de régression locaux stochastiques pour estimer chaque composante, elle emploie des modèles stochastiques simples appartenant à la classe ARIMA avec prédominance IMA (*Integrated Moving Average*). Les références fondamentales sont Engle (1978), Abrahams et Dempster (1979), Harvey et Todd (1983) et Kitagawa et Gersch (1984).

La méthode de décomposition du modèle structurel commence d'abord par une équation d'observation (quelquefois appelée équation de mesure) composée d'éléments inobservables, c'est-à-dire la tendance-cycle, la saisonnalité et les irréguliers. Pour chaque variable inobservable, on suppose un modèle ARIMA très simple qu'on explicite avec des équations dites d'état. Le modèle structurel est mis sous forme d'espace d'état et est souvent estimé par le filtre de Kalman. STAMP est le logiciel le plus utilisé actuellement intégrant la méthodologie STS.

Le logiciel STAMP

Koopman et alii (1995, 2000) ont développé le logiciel STAMP (*Structural Time series Analyser, Modeller and Predictor*) à la London School of Economics and Political Science.

STAMP, dans son option par défaut, suggère d'utiliser le modèle structurel fondamental (BSM, *Basic Structural Model*) proposé par Harvey (1981), c'est-à-dire un modèle sans élément exogène ni cycle, pour modéliser les composantes inobservables. L'irrégulier est généralement supposé être un bruit blanc Gaussien de moyenne zéro et de variance σ_ϵ^2 , noté $\epsilon_t \sim N(0, \sigma_\epsilon^2)$.

La tendance est modélisée comme une marche aléatoire avec dérive, où la dérive (la pente de la tendance) suit également une marche aléatoire. Formellement, on a :

$$T_t = T_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t, \quad \beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t$$

31. Maravall et Planas (1996) montrent, avec la série de décompositions admissibles, que les MSE des estimateurs des composantes sont toujours minimisées pour la décomposition canonique.

où $\eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2)$ et $\zeta_t \sim N(0, \sigma_\zeta^2)$ sont deux processus de bruit blanc mutuellement non corrélés.

Dans le BSM, la composante saisonnière³² est un modèle trigonométrique stochastique (Harvey, 1989) :

$$S_t = \sum_{j=1}^{\lfloor s/2 \rfloor} \gamma_{j,t}$$

où chaque $\gamma_{j,t}$ est générée par :

$$\begin{bmatrix} \gamma_{j,t} \\ \gamma_{j,t}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \cos \lambda_j & \sin \lambda_j \\ -\sin \lambda_j & \cos \lambda_j \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_{j,t-1} \\ \gamma_{j,t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \omega_{j,t} \\ \omega_{j,t}^* \end{bmatrix}$$

où $\lambda_j = 2\pi j/s$, $j = 1, \dots, \lfloor s/2 \rfloor$, s représente le nombre d'observations par année, et $t = 1, \dots, T$. Les innovations saisonnières $\omega_{j,t}$ et $\omega_{j,t}^*$ sont mutuellement non corrélées, de moyenne zéro et de variance commune σ_ω^2 .

Pour estimer les paramètres (σ_η^2 , σ_ζ^2 , σ_ω^2 , σ_ϵ^2), la tendance et la saisonnalité, le modèle structurel est mis sous forme d'espace d'état, avec l'équation d'observation :

$$y_t = (1 \ 0 \ 1 \ 0) \alpha_t + (\sigma_\epsilon \ 0 \ 0 \ 0) u_t$$

où α_t , le vecteur d'état, suit l'équation d'état suivante :

$$\alpha_t = \begin{pmatrix} T_t \\ \beta_t \\ \gamma_{j,t} \\ \gamma_{j,t}^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \cos \lambda_j & \sin \lambda_j \\ 0 & 0 & -\sin \lambda_j & \cos \lambda_j \end{pmatrix} \alpha_{t-1} + \begin{pmatrix} 0 & \sigma_\eta & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_\zeta & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_\omega \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{pmatrix} u_{t-1}$$

avec $u_t = (\epsilon_t \ \eta_t \ \zeta_t \ \omega_t)'$. Les paramètres sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance. L'estimation des composantes³³ est alors obtenue en utilisant le filtre et le lisseur de Kalman (Koopman *et alii*, 1995).

Un certain nombre de diagnostics sur l'ajustement des modèles (analyse des résidus) et les erreurs de prévisions est proposé. Par contre, STAMP ne propose pas de correction automatique des effets déterministes (variations de jours ouvrables, effets de Pâques, points aberrants), mais ceux-ci peuvent être spécifiés par l'utilisateur. En outre, aucune analyse de la qualité de la désaisonnalisation n'est fournie.

D'autres méthodes paramétriques³⁴ de désaisonnalisation basées sur des modèles stochastiques ont été proposées.

32. Un modèle saisonnier sous forme de variables dichotomiques est également proposé dans STAMP (Harvey et Todd, 1983).

33. Les estimations des composantes sont optimales dans le sens où elles minimisent l'erreur moyenne carrée, ce sont des estimateurs MMSE (*Minimum Mean Squared Error*).

34. Breitung (1994, 1999) a proposé une méthode de désaisonnalisation basée sur la décomposition de Beveridge-Nelson (1981). Cette dernière consiste à décomposer un modèle

Les logiciels BAYSEA et DECOMP ont été développés à l'Institut de Statistique Mathématique du Japon : BAYSEA (*BAYesian SEasonal Adjustment*) proposé par Akaike et Ishiguro (1980) est fondé sur une fonction d'optimisation avec des contraintes pour la tendance et la saisonnalité, et utilise la modélisation Bayésienne suggérée par Akaike (1980) ; DECOMP proposé par Kitagawa et Gersch (1984) adapte le modèle Bayésien de Akaike en développant une méthode d'espace d'état pour la désaisonnalisation. Le logiciel MING (*MIxture based Non-Gaussian method*) développé par Bruce et Jurke (1993, 1996) utilise l'approche STS et la méthodologie proposée par Kitagawa (1994), en supposant les innovations des modèles de chaque composante non Gaussiennes. Le logiciel MicroCAPTAIN (*Micro Computer Aided Program for Time-series Analysis and Identification of Noisy Systems*) proposé par Young et Benner (1991) emploie un modèle de Régression Harmonique Dynamique d'éléments inobservables pour estimer les diverses composantes.

5. Conclusion

Dans ce papier, nous avons présenté les différentes méthodes de désaisonnalisation selon le type d'approche (non paramétrique, semi-paramétrique et paramétrique) ainsi que les principaux logiciels les utilisant (voir l'organigramme ci-dessous).

Certaines critiques relatives à ces approches sont inévitables. Ainsi, reproche-t-on aux méthodes non paramétriques de ne pas s'appuyer sur des modèles statistiques explicites, ce qui rend presque impossible la construction d'intervalles de confiance pour les estimations de chaque composante non observable. Pour les méthodes paramétriques, on se demande si les modèles identifiés sont réellement adéquats pour la série en question et/ou pour chaque composante. Une des principales limites de ces dernières est le fait que les modèles stochastiques utilisés sont appropriés uniquement pour les séries temporelles socio-économiques fortement agrégées, et sont en outre très sensibles à la présence de points atypiques qui invalident l'hypothèse de distribution Gaussienne.

Ces critiques justifient les récentes améliorations. Ces dernières ne concernent pas le principe même des méthodes existantes mais visent plutôt à remédier à certaines de leurs limites. Les principales préoccupations se tournent d'une part vers les problèmes liés à l'estimation des composantes en début et en fin de série, et d'autre part vers l'élimination des divers effets perturbateurs qui influencent les résultats de la désaisonnalisation (points atypiques, changements de régime, effets de calendrier ...), et également l'élaboration de critères empiriques nécessaires pour juger la qualité de la désaisonnalisation. À l'heure actuelle, les méthodes de désaisonnalisation les plus utilisées³⁵ dans les instituts nationaux de statistique, les instituts de conjoncture, les

ARIMA en la somme d'une composante permanente (tendance stochastique de type marche aléatoire) et d'une composante transitoire (processus ARMA stationnaire) qui sont parfaitement corrélées.

35. Dans une étude récente, il apparaît que 20% des instituts nationaux de statistique et des banques centrales utilisent exclusivement TRAMO-SEATS, 30 % X-11 ou X11-ARIMA,

banques centrales et la littérature économique de recherche, entre autres, sont X11-ARIMA, X12-ARIMA, et TRAMO-SEATS tandis que STAMP représente une approche alternative intéressante. Cependant, aucune étude n'a montré la supériorité systématique d'une méthode sur une autre. Par ailleurs, la Banque Centrale Européenne (2000) recommande plutôt l'utilisation de deux méthodes différentes, notamment X12-ARIMA et TRAMO-SEATS, pour obtenir de meilleurs résultats. Eurostat va dans ce sens en développant le logiciel DEMETRA ³⁶ qui est une interface sous Windows de ces deux méthodes de désaisonnalisation.

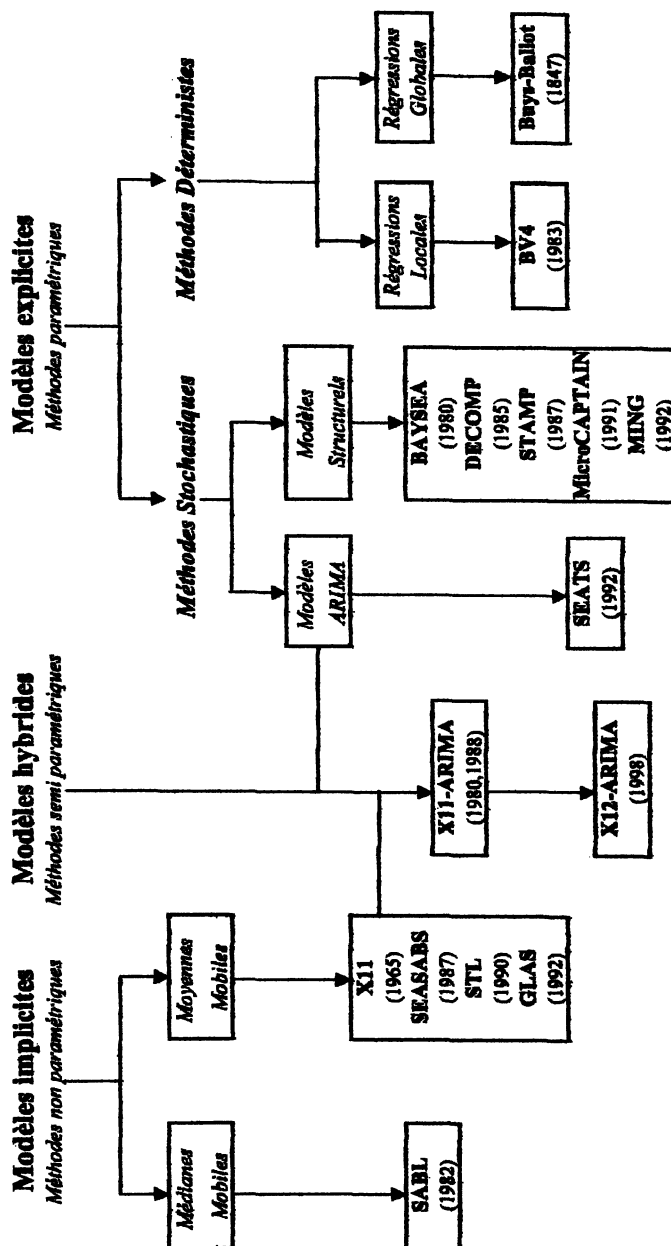
Remerciements

Je tiens à remercier les deux rapporteurs anonymes pour leurs remarques et commentaires qui ont largement contribué à l'amélioration de la version initiale du papier. Je tiens également à remercier Estela Bee Dagum pour toutes les discussions que nous avons eues sur la désaisonnalisation.

20% X12-ARIMA, 10% TRAMO-SEATS et X-11, et enfin 20% TRAMO-SEATS et X12-ARIMA (Ladiray et Museux, 2002).

36. Voir Depoutot *et alii* (1998) et Eurostat (2002).

METHODES ET LOGICIELS DE DESAISONNALISATION



Organigramme

Références

- ABRAHAM D.M. et DEMPSTER A.P. (1979), "Research on seasonal analysis", Research Project Final Report, Statistical Research Division, US Bureau of the Census, Washington DC.
- AKAIKE H. (1980), "Seasonal adjustment by a Bayesian modeling", *Journal of Time Series Analysis*, 1, 1-13.
- AKAIKE H. et ISHIGURO M. (1980), "BAYSEA, a bayesian seasonal adjustment program", Computer Science Monographs No 13, The Institute of Statistical Mathematics, Tokyo.
- ARMATTE M. (1992), "Conjonctions, conjoncture et conjecture. Les baromètres économiques (1885-1930)", *Histoire et Mesure*, 7 (1), 99-149.
- ARMATTE M. (2003), "Cycles and barometers : Historical insights into the relationship between an object and its measurement", dans *Monographs of Official Statistics : Papers and Proceedings of the Colloquium on the History of Business-Cycle Analysis*, Ladiray (ed.), Research in Official Statistics, Eurostat, Luxembourg.
- AUSTRALIAN BUREAU of STATISTICS (1987), "A guide to smoothing time series : Estimates of trend", Catalogue No 1316.0, Australian Bureau of Statistics, Canberra.
- AUSTRALIAN BUREAU of STATISTICS (1999a), "The new method for seasonally adjusting crop production data", Catalogue No 1350.0, Australian Bureau of Statistics, Canberra.
- AUSTRALIAN BUREAU of STATISTICS (1999b), "Introduction of concurrent seasonal adjustment into the retail trade series", Catalogue No 8514.0, Australian Bureau of Statistics, Canberra.
- BANQUE CENTRALE EUROPÉENNE (2000), "Seasonal adjustment of monetary aggregates and HICP for the euro area", Report No 08-00, Banque Centrale Européenne.
- BARON R.R.V. (1973), "Analysis of seasonality and trends in statistical series : Methodology, causes and effects of seasonality", Technical publication No 39, Israel Central Bureau of Statistics, Jerusalem.
- BELL W.R. (1984), "Signal extraction for nonstationary time series", *Annals of Statistics*, 12, 646-664.
- BELL W.R. et HILLMER S.C. (1984), "Issues involved with the seasonal adjustment of economic time series", *Journal of Business and Economic Statistics*, 2 (4), 291-320.
- BELL W.R. et MONSELL B.C. (1992), "X-11 symmetric linear filters and their transfer functions", Research Report No RR-92-15, Statistical Research Division, US Bureau of the Census, Washington DC.
- BEVERIDGE S. et NELSON C.R. (1981), "A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the business cycle", *Journal of Monetary Economics*, 7, 151-174.
- BIANCHI M. (1996), "A comparison of methods for seasonal adjustment of the monetary aggregates", Working Paper Series No 44, Bank of England.
- BOX G.E.P., HILLMER S.C. et TIAO G.C. (1978), "Analysis and modeling of seasonal time series", dans *Seasonal Analysis of Economic Time Series*, Zellner (ed.), US Bureau of the Census, Washington DC.

LES MÉTHODES ET LOGICIELS DE DÉSAISONNALISATION

- BOX G.E.P. et JENKINS G.M. (1970), *Time Series Analysis : Forecasting and Control*, Holden Day, San Francisco.
- BREITUNG J. (1994), "A model based seasonal adjustment method using the Beveridge-Nelson decomposition", *Allgemeines Statistisches Archiv*, 78, 365-385.
- BREITUNG J. (1999), "On seasonal adjustment procedures based on ARIMA models", Working Paper, Institute of Statistics and Econometrics, Humboldt University, Berlin.
- BRUCE A.G. et JURKE S.R. (1993), "MING : Mixture based non-gaussian seasonal adjustment. Users's guide", Technical Report, StatSci Division of MathSoft, Seattle.
- BRUCE A.G. et JURKE S.R. (1996), "Non-Gaussian seasonal adjustment : X-12-ARIMA versus robust structural models", *Journal of Forecasting*, 15, 305-328.
- BUREAU of the CENSUS (2000), "X-12-ARIMA : Reference Manual (version 0.2.6)", Time Series Staff Statistical Research Division, US Bureau of the Census, Washington DC.
- BURMAN J.P. (1979), "Seasonal adjustment : A survey", dans *TIMS Studies in the Management Sciences : Forecasting*, Vol. 12, North-Holland, Amsterdam.
- BURMAN J.P. (1980), "Seasonal adjustment by signal extraction", *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 143, 321-337.
- BURMAN J.P. (1995), "PROPHET 2.0 : User instructions", Applied Statistics Research Unit, University of Kent.
- BURNS A.F. et MITCHELL W.C. (1946), *Measuring Business Cycles*, National Bureau of Economic Research, New York.
- BUYS BALLOT C.H.D. (1847), *Les Changements Périodiques de Température*, Kemink et Fils, Utrecht.
- CENTRAL BUREAU of STATISTICS (1976), "The seasonal adjustment of series concerning the labor market", *Social Maandstatistiek*, 24 (1), 4-12.
- CENTRAL BUREAU of STATISTICS (1981), "A new method of seasonal adjustment concerning the labor market", *Social Maandstatistiek*, 29 (3), 66-78.
- CLEVELAND R.B., CLEVELAND W.S., MCRAE J.E. et TERPENNING I.J. (1990), "STL : A seasonal-trend decomposition procedure based on loess", *Journal of Official Statistics*, 6 (1), 3-33.
- CLEVELAND W.S., DEVLIN S.J. et TERPENNING I.J. (1982), "The SABL seasonal and calendar adjustment procedures", dans *Time Series Analysis : Theory and Practice*, Vol. 1, Anderson (ed.), North-Holland, Amsterdam.
- CLEVELAND W.S., DEVLIN S.J., SHAPIRA D.R. et TERPENNING I.J. (1981), *The SABL Computer Package : Users' Manual, and The SABL Computer Package Specialized Usage*, Computing Information Library, Bell Laboratories.
- CLEVELAND W.S., DUNN D.M. et TERPENNING I.J. (1978), "SABL : A resistant seasonal adjustment procedure with graphical methods for interpretation and diagnosis", dans *Seasonal Analysis of Economic Time Series*, Zellner (ed.), US Bureau of the Census, Washington DC.
- DAGUM E.B. (1975), "Seasonal factor forecasts from ARIMA models", Bulletin of the International Institute of Statistics, Proceedings of the 40th Session, Central Statistical Office, Warsaw.
- DAGUM E.B. (1978), "Comparison and assessment of seasonal adjustment methods for Labor Force series", Background Paper No 5, US National Commission on

- Employment and Unemployment Statistics, US Government Printing Office, Washington DC.
- DAGUM E.B. (1979), "Ajustement saisonnier et problèmes de séries temporelles", *Economie Appliquée*, 1, 23-47.
- DAGUM E.B. (1980), "La méthode de désaisonnalisation X-11-ARMMI", Time Series Research and Analysis Division No 12-564F, Statistique Canada, Ottawa.
- DAGUM E.B. (1986), "Seasonality", dans *Encyclopedia of Statistical Sciences*, Kotz and Johnson (eds.), Vol. 5, John Wiley and Sons, New York.
- 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.
- DAGUM E.B. (2001), "Time series : Seasonal adjustment", dans *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences*, Feinberg and Kadane (eds.), North-Holland, Amsterdam.
- DAGUM E.B., CHHAB N. et CHIU K. (1996), "Derivation and properties of the Census X-11 variant and the X11ARIMA linear filters", *Journal of Official Statistics*, 12 (4), 329-347.
- DARNÉ O. (2003), "La désaisonnalisation des chroniques économiques : Analyse des conditions conjoncturelles", Thèse de Doctorat, Faculté des Sciences Economiques, Université de Montpellier I.
- DEN BUTTER F.A.G. et FASE M.M.G. (1991), *Seasonal Adjustment as a Practical Problem*, North-Holland, Amsterdam.
- DEPOUTOT R., DOSSÉ J., HOFFMANN S. et PLANAS C. (1998), "Advanced seasonal adjustment interface DEMETRA", Technical Report, Eurostat, Luxembourg.
- ENGLE R.F. (1978), "Estimating structural models of seasonality", dans *Seasonal Analysis of Economic Time Series*, Zellner (ed.), US Bureau of the Census, Washington DC.
- EUROSTAT (1998), "Seasonal adjustment methods : A comparison for industry statistics", Working Paper No 10-98 (revised version), Eurostat, Luxembourg.
- EUROSTAT (2002), "DEMETRA : Version 2.0", Eurostat, Luxembourg.
- FALKNER H.D. (1924), "The measurement of seasonal variation", *Journal of the American Statistical Association*, 19, 167-179.
- FASE M.M.G., KONING J. et VOLGENANT A.F. (1973), "An experimental look at seasonal adjustment : A comparative study of nine alternative adjustment methods", *De Economist*, 121, 441-480.
- FINDLEY D.F., MONSELL B.C., BELL W.R., OTTO M.C. et CHEN B.C. (1998), "New capabilities and methods of the X-12-ARIMA seasonal adjustment program", *Journal of Business and Economic Statistics*, 16, 127-152.
- FINDLEY D.F., MONSELL B.C., OTTO M.C., BELL W.R. et PUGH M.G. (1988), "Toward X-12-ARIMA", Proceeding of the Fourth Annual Research Conference, US Bureau of the Census, Washington DC.
- FISCHER B. (1995), "Decomposition of time series : Comparing different methods in theory and practice", Mimeo, Eurostat, Luxembourg.
- FISHER A. (1937), "A brief note on seasonal variation", *Journal of Accountancy*, 64, 54-59.
- GEWEKE J. (1978), "The temporal and structural aggregation of seasonally adjusted time series", dans Zellner (ed.) *Seasonal Analysis of Economic Time Series*, US Bureau of the Census, Washington.

- GÓMEZ V. et MARAVALL A. (1992), "Time series regression with ARIMA noise and missing observations : Program TRAM", Working Paper ECO No 92-81, Department of Economics, European University Institute.
- GÓMEZ V. et MARAVALL A. (1997), "Programs TRAMO and SEATS : Instructions for the user (beta version : June 1997)", Working Paper No 97001, Dirección General de Análisis y Programación Presupuestaria, Ministerio de Economía y Hacienda, Madrid.
- GOURIÉROUX G. et MONFORT A. (1995), *Séries Temporelles et Modèles Dynamiques*, Economica.
- HANNAN E.J. (1960), "The estimation of seasonal variation", *Australian Journal of Statistics*, 2, 1-15.
- HANNAN E.J. (1964), "The estimation of a changing seasonal pattern", *Journal of the American Statistical Association*, 59, 1063-1077.
- HANNAN E.J. (1967), "Measurement of a wandering signal amid noise", *Journal of Applied Probability*, 4, 90-102.
- HANNAN E.J., TERRELL R.D. et TUCKWELL N. (1970), "The seasonal adjustment of economic time series", *International Economic Review*, 11, 24-52.
- HARVEY A.C. (1981), *Time Series Models*, Philip Allan Publishers Limited, Oxford.
- HARVEY A.C. (1989), *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press, Cambridge.
- HARVEY A.C. et TODD P.H.J. (1983), "Forecasting economic time series with structural and Box-Jenkins models : A case study", *Journal of Business and Economic Statistics*, 1, 299-306.
- HENDERSON R. (1916), "Note on graduation by adjusted average", *Transactions of the Actuarial Society of America*, 17, 43-48.
- HENSHAW R.C. (1966), "Application of the general linear model to seasonal adjustment of economic time series", *Econometrica*, 34, 381-395.
- HILLMER S.C. et TIAO G.C. (1982), "An ARIMA-model based approach to seasonal adjustment", *Journal of the American Statistical Association*, 77, 63-70.
- HUBER P.J. (1964), "Robust estimation of a location parameter", *Annals of Mathematical Statistics*, 35, 73-101.
- HYLLEBERG S. (1992), *Modelling Seasonality*, Oxford University Press, New York.
- JEVONS W.S. (1862), "On the study of periodic commercial fluctuations", dans *Investigations in Currency and Finance*, Macmillan, London 1884.
- JORGENSEN D.W. (1964), "Minimum variance, linear unbiased, seasonal adjustment of economic time series", *Journal of the American Statistical Association*, 59, 402-421.
- JOY A. et THOMAS W. (1928), "The use of moving averages in the measurement of seasonal variations", *Journal of the American Statistical Association*, 23, 242-252.
- KAISER R. et MARAVALL A. (2000), *Measuring Business Cycles in Economic Time Series*, Lectures Notes in Statistics No 154, Springer, New York.
- KENNY P.B. et DURBIN J. (1982), "Local trend estimation and seasonal adjustment of economic and social time series", *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 145, 1-41.
- KING W.F. (1924), "An improved method for measuring the seasonal factor", *Journal of the American Statistical Association*, 19, 301-313.



- KITAGAWA G. (1994), "The two-filter formula for smoothing and an implementation of the Gaussian-sum smoother", *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 46 (4), 605-623.
- KITAGAWA G. et GERSCH W. (1984), "A smoothness priors-state space approach to the modeling of time series with trend and seasonality", *Journal of the American Statistical Association*, 79, 378-389.
- KOLMOGOROV A.N. (1939), "Sur l'interpolation et extrapolation des suites stationnaires", *Comptes Rendus de l'Académie des Sciences de Paris*, 208, 2043-2045.
- KOOPMAN S.J., HARVEY A.C., DOORNIK J.A. et SHEPHARD N. (1995), *STAMP 5.0 Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor*, Chapman and Hall, London.
- KOOPMAN S.J., HARVEY A.C., DOORNIK J.A. et SHEPHARD N. (2000), *STAMP 6.0 Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor*, Timberlake Consultants Press, London.
- LADD G.W. (1964), "Regression analysis of seasonal data", *Journal of the American Statistical Association*, 59, 402-421.
- LADIRAY D. et MUSEUX JM. (2002), "Quality report for seasonal adjustment : Some ideas", présenté au 5th Meeting on Informal Working Group on Seasonal Adjustment, Luxembourg.
- LADIRAY D. et QUENNEVILLE B. (1999), "Comprendre la méthode X11", Document de Travail, CRAFT, Statistique Canada, Ottawa.
- LADIRAY D. et QUENNEVILLE B. (2001), *Seasonal Adjustment with the X-11 Method*, Lecture Notes in Statistics No 158, Springer, New York.
- LANE R.O.D. (1972), "Minimal-revisions trend estimates", Research Exercise Note 8-72, Central Statistical Office, London.
- LARQUE G. (1977), "Analyse d'une méthode de désaisonnalisation : le programme X11 du US Bureau of Census, version trimestrielle", *Annales de l'INSEE*, 28, 105-127.
- LOVELL M.C. (1963), "Seasonal adjustment of economic time series and multiple regression analysis", *Journal of the American Statistical Association*, 58, 993-1010.
- MACAULAY F.R. (1931), *The Smoothing of Time Series*, National Bureau of Economic Research, New York.
- MARAVALL A. et GÓMEZ V. (1992), "Signal extraction in ARIMA time series : Program SEATS", Working Paper ECO No 92-65, Department of Economics, European University Institute.
- MARAVALL A. et PIERCE D.A. (1987), "A prototypical seasonal adjustment model", *Journal of Time Series Analysis*, 8, 177-193.
- MARAVALL A. et PLANAS C. (1996), "Estimation error and the specification of unobserved components in models", Working Paper No 9608, Servicio de Estudios, Banco de España.
- MELNICK E.L. et MOUSSOURAKIS J. (1974), "Filter design for the seasonal adjustment of a time series", *Communications in Statistics*, 3, 1171-1186.
- MENDERSHAUSEN H. (1937), "Annual survey of statistical technique : Methods of computing and eliminating changing seasonal fluctuations", *Econometrica*, 5, 234-262.
- MENDERSHAUSEN H. (1939), "Eliminating changing seasonals by multiple regression analysis", *The Review of Economic Studies*, 21, 171-177.

- MOORE G.H. (1961), *Business Cycle Indicators*, Princeton University Press, Princeton.
- MUSGRAVE J. (1964), "A set of end weights to end all end weights", Working Paper, US Bureau of the Census, Washington DC.
- NATIONAL STATISTICS (1996), "Report of task force on seasonal adjustment", GSS Methodology Series No 2, Office for National Statistics, London.
- NERLOVE M., GRETHER D.M. et CARVALHO J.L. (1979), *Analysis of Economic Time Series : A Synthesis*, New York Academic Press, New York.
- NOURNEY M. (1983), "Umstellung der Zeitreihenanalyse", *Wirtschaft und Statistik*, 11, 841-852.
- NOURNEY M. (1984), "Seasonal adjustment by frequency determined filter procedures", *Statistical Journal of the United Nations ECE* 2, North-Holland, 161-168.
- NULLAU B., HEILER S., WÄSCH P., MEISNER B. et FILIP D. (1969), "Das Berliner Verfahren : Ein Beitrag zur Zeitreihenanalyse", DIW-Beiträge zur Strukturfor-schung No 7, Berlin.
- PERSONS W.M. (1919), "Indices of general business conditions", *Review of Economic Statistics*, 1, 111-205.
- PIERCE D.A. (1980), "A survey of recent developments in seasonal adjustment", *The American Statistician*, 34, 125-134.
- ROSENBLATT H.M. (1963), *Time Series Analysis*, John Wiley and Sons, New York.
- SHISKIN J. (1957), "Electronic computers and business indicators", Occasional Paper No 57, National Bureau of Economic Research, New York.
- SHISKIN J. (1978), "Seasonal adjustment of sensitive indicators", dans *Seasonal Analysis of Economic Time Series*, Zellner (ed.), US Bureau of the Census, Washington DC.
- SHISKIN J., YOUNG A. et MUSGRAVE J.C. (1967), "The X11 variant of the Census method II seasonal adjustment program", Technical Paper No 15, US Bureau of the Census, Washington DC.
- SLUTSKY E. (1927), "The summation of random causes as the source of cyclical processes", *Econometrica*, 84, 105-146.
- STATISTISCHES BUNDESAMT (1997), "Methodological outline of the BV4 decomposition method", Mimeo.
- STEPHENSON J.A. et FARR H.T. (1972), "Seasonal adjustment of economic data by application of the general linear statistical model", *Journal of the American Statistical Association*, 67, 37-45.
- SUTCLIFFE A. (1999), "Seasonal adjustment : Comparison of Philosophies", Working Paper in Econometrics and Applied Statistics No 99-2, Australian Bureau of Statistics, Canberra.
- VAN DER HOEVEN H. et HUNDEPOOL A.J. (1986), "A method for seasonally adjusting time series with variation in the seasonal amplitude", *Journal of Business and Economic Statistics*, 4 (4), 455-471.
- WALLIS K.F. (1978), "Seasonal adjustment and multiple time series analysis", dans *Seasonal Analysis of Economic Time Series*, Zellner (ed.), US Bureau of the Census, Washington DC.
- WIENER N. (1949), *The Extrapolation, Interpolation and Smoothing of Stationary Time Series with Engineering Applications*, New York : John Wiley.
- WOLD H.O. (1938), *A Study in the Analysis of Stationary Time Series*, Almqvist and Wicksell, Uppsala (seconde édition, 1954).

LES MÉTHODES ET LOGICIELS DE DÉSAISONNALISATION

- YOUNG P.C. et BENNER S. (1991), "MicroCAPTAIN Handbook : Version 2.0", Technical Report, Lancaster University.
- YOUNG T. (1992), "Seasonal adjusting of flow of fund matrices", Internal Mimeo, Bank of England.
- YULE G.U. (1927), "On a method of investigating periodicities in disturbed series with special reference to Wolfer's sunspot numbers", *Philosophical Transactions of the Royal Society, Series A*, 226, 267-298.