

AJUSTEMENT DES SERIES SAISONNIERES : METHODES AD HOC CONTRE METHODES D'EXTRACTION DE SIGNAUX

Christophe Planas

1 Introduction

La production totale de l'industrie française (PTIF) (sauf construction) présentée sur la *figure 1* (en annexe) constitue une série chronologique mensuelle qui s'étend de janvier 1985 à avril 1996. Cette série est caractérisée par un important comportement saisonnier. Une pratique commune des analystes consiste à supprimer les mouvements saisonniers afin de faciliter l'interprétation. Les taux de croissance de la production, en particulier, sont l'objet d'une attention minutieuse. A EUROSTAT, deux programmes sont utilisés pour l'ajustement des séries saisonnières : X12-ARIMA du Bureau du Census, dernière version de la famille X11, et SEATS-TRAMO (voir Gomez et Maravall, 1996), qui met en oeuvre l'approche basée sur les modèles autorégressifs intégrés à moyenne mobile (ARIMA). Cette décomposition des séries chronologiques, dénoté AMB pour "ARIMA-model-based", a été développée par Burman (1980), et Box, Hillmer et Tiao (1978) entre autres. En supprimant les variations saisonnières de la série PTIF avec les deux programmes, il apparut que les fluctuations de court-terme de la série ajustée étaient plus erratiques avec X12 qu'avec l'approche AMB. Cette plus grande variabilité était retrouvée dans les taux de croissance mensuels de la série ajustée.

Dans cet article, nous présentons de façon générale les filtres centraux d'ajustement saisonnier de X12 ainsi que le filtre de Wiener-Kolmogorov impliqué dans l'approche AMB. Explorant les propriétés des différents filtres dans le domaine des fréquences, certains traits particuliers liés aux mouvements de court-terme sont mis en évidence. En particulier, il est montré que certains filtres d'ajustement saisonniers contenus dans X11 surestiment les mouvements de court-terme des séries. L'argument de l'analyse concerne tous les filtres d'ajustement à l'exception du filtre impliquant une moyenne mobile saisonnière 3x3, et ceci quelsoit la longueur du filtre de Henderson choisie. Les conséquences pratiques sont alors vérifiées sur la série PTIF. Nous présentons maintenant le cadre théorique général.

2 Cadre d'analyse général

Nous nous intéressons au problème de la décomposition d'une série chronologique x_t , en somme de composantes inobservées, une saisonnière s_t et une nonsaisonnière n_t , d'après la relation :

$$x_t = s_t + n_t, \quad (2.1)$$

où les deux composantes sont supposées indépendantes. Aux variables x_t , s_t et n_t sont associés les spectres $g_x(w)$, $g_s(w)$ et $g_n(w)$, où w représente une fréquence telle que $w \in [0, \pi]$. La partie nonsaisonnière de la série est souvent perçue comme la somme d'une tendance et d'une composante irrégulière. Des modèles déterministes incluant des variables binaires ou des fonctions trigonométriques ont été utilisés pour décrire les fluctuations saisonnières des séries temporelles (voir Hylleberg 1986). La reconnaissance graduelle que les fluctuations saisonnières évoluent dans le temps et ne suivent pas des chemins fixes a conduit à des procédures plus flexibles. Celles-ci ont été développées sur la base des méthodes dites à moyenne mobile. Les filtres à moyenne mobile les plus souvent utilisés pour estimer les composantes ont en commun la propriété de linéarité et, pour les observations pas trop proches de la fin de l'échantillon, de symétrie. Si B désigne l'opérateur retard tel que $Bx_t = x_{t-1}$, alors un filtre linéaire à moyenne mobile peut être représenté comme :

$$\begin{aligned} \hat{s} &= a(B)x_t \\ &= \left[a_0 + \sum_{k=1}^r a_k (B^k + F^k) \right] x_t \end{aligned} \quad (2.2)$$

Les filtres symétriques sont considérés parce qu'ils n'impliquent aucun effet de phase. L'absence d'effet de phase est important : il serait particulièrement gênant pour les analystes de travailler sur des séries dont les figures initiales et ajustées présentent des ondulations désynchronisées.

Les différences entre les méthodes à moyenne mobile proviennent principalement de la façon dont le filtre est construit. Dans cet article, nous nous intéressons à deux types de filtres : les filtres ad hoc, c'est-à-dire les filtres de X11 et des versions successives, et le filtre de Wiener-Kolmogorov tel que rendu disponible par la théorie de l'extraction des signaux et utilisé dans l'approche AMB pour décomposer les séries temporelles. Afin d'analyser ces types de filtre, il est nécessaire d'introduire quelques concepts classiques. Les composantes inobservées étant construites de sorte à capturer les variations d'une série à certaines fréquences, il convient de conduire l'analyse des filtres à moyenne mobile dans le domaine des fréquences. La fonction de gain s'avère alors utile à l'analyse. Si l'on prend la

transformée de Fourier $B = e^{-iw}$, alors la fonction de réponse dans le domaine fréquentiel associée avec $a(B)$ est donnée par :

$$a(w) = \sum_{k=-r}^r a_k e^{-ikw}$$

Le gain du filtre est directement obtenu comme $|a(w)|^2$. Le gain d'un filtre mesure l'étendue dans laquelle la contribution d'une fréquence w à la variance de la série est transmise à l'estimateur de la composante. C'est la fonction qui relie le spectre de la série input au spectre de l'estimateur de la composante $g_s(w)$ d'après

$$g_s(w) = |a(w)|^2 g_x(w).$$

Spectre de l'estimateur et fonction de gain seront les deux principaux instruments de l'analyse.

3 Filtres ad hoc : les filtres d'ajustement de X11

Les décompositions de séries chronologiques dans X11 peuvent être multiplicative, additive ou log-additive. Dans ces deux derniers cas, les filtres utilisés sont linéaires et identiques, puisqu'ils s'appliquent sur la série brute ou sur sa transformation logarithmique. Les décompositions multiplicatives diffèrent sous certains aspects. Cependant, Young (1968) a montré que les filtres linéaires peuvent être vus comme des approximations de l'approche multiplicative. Seules certaines nonlinéarités sont occultées par l'approximation linéaire, et selon Young ces nonlinéarités ne sont pas très importantes en général. Dans le cas de la série PTIF, la décomposition conduite est de type additif.

Nous nous concentrons sur les filtres historiques ; il y a plusieurs raisons pour cela. D'abord, les dernières versions de X11 telles que X12-ARIMA contiennent toujours les filtres centraux de X11. Ensuite, vers la fin des échantillons, X12-ARIMA utilise les prévisions des observations futures plutôt qu'un filtre asymétrique, pourvu que ces prévisions soient jugées suffisamment précises. Enfin, pour l'application présentée, le même modèle a été considéré en X12-ARIMA et en SEATS pour former ces prévisions. Il sera tout de même vérifié que la troncation éventuelle du filtre n'affecte pas la pertinence des résultats.

Les filtres linéaires de X11 peuvent être vus comme des compositions de moyennes mobiles. Une explication détaillée des procédures en oeuvre peut être trouvée dans Wallis (1974, 1982). Bell et Monsell (1992) ont beaucoup simplifié la reconstruction des filtres additifs de X11 : ils donnent explicitement les expressions

des filtres impliqués dans chaque composition. Selon le filtre choisi à chaque étape, un résultat différent est obtenu. Les options disponibles pour les moyennes mobiles saisonnières sont 3x3, 3x3 suivi par 3x5 (défaut), 3x5, 3x9 et moyenne mobile saisonnière à trois termes. Ces filtres sont combinés avec un filtre de lissage de Henderson, dont la longueur standard est de 9, 13, ou 23 termes. Les présentations graphiques des filtres et des gains associés sont disponibles dans de nombreux articles, mais la présentation la plus complète est celle de Bell et Monsell (1992).

Par commodité, les gains des filtres d'ajustement sont reproduits. En particulier, les gains des filtres d'ajustement de défaut, 3x3, 3x9, 3 termes, associés à un filtre de Henderson de 13 termes sont présentés. Le filtre 3x5 est omis parce que son gain n'est pas très différent de celui du défaut (voir Bell et Monsell). En pratique, le filtre de Henderson de 13 termes est le plus utilisé. D'autres longueurs auraient pu être considérées : cela aurait affecté les gains dans la région des basses fréquences et aussi entre les fréquences $\pi/6$ et $\pi/5$, tout en laissant quasi intacts les gains pour les fréquences situées au-delà de $\pi/5$.

Les graphiques présentés sur la *figure 2* (en annexe) illustrent comment le filtrage fonctionne dans le domaine des fréquences. La composante saisonnière est construite de sorte à capturer les mouvements de la série se produisant avec une fréquence saisonnière. Le filtre d'ajustement doit donc annihiler la variabilité associée aux fréquences saisonnières, et laisser inchangées les variations aux autres fréquences. En accord avec ceci, les gains des filtres d'ajustement de X11 présentés sur la *figure 2* montrent cette structure dite de "bandpass" : ils ont un gain de 0 autour des fréquences saisonnières et un gain proche de 1 dans les autres régions. L'amplitude des bandes de fréquences où le gain est nul est liée à la stabilité des fluctuations saisonnières qui sont supposées être effacées : le filtre 3x9 correspond à une saisonnalité stable tandis que le filtre de 3 termes serait adéquat pour une saisonnalité relativement instable. Pour les séries dont les caractéristiques seraient plus accentuées que ces deux possibilités, alors respectivement trop ou pas assez de mouvements saisonniers seraient gommés par la simple application de ces filtres (voir par exemple Fiorentini et Planas 1996).

Mais le point le plus important qui apparaît sur la *figure 2* (en annexe) est que, pour trois des quatre filtres, le gain des filtres d'ajustement centraux de X11 est plus grand que 1 pour des fréquences comprises entre la fréquence saisonnière fondamentale et la fréquence de Nyquist. Le seul filtre qui ne partage pas cette caractéristique est le filtre d'ajustement 3x3. L'utilisation d'autres longueurs pour le filtre de Henderson n'affecte pas cette propriété des filtres d'ajustement de X11.

4 Extraction de signaux dans les modèles ARIMA avec le filtre de Wiener-Kolmogorov

La construction du filtre de Wiener-Kolmogorov (WK) est exposée dans Whittle (1963). Sous les hypothèses que les composantes sont indépendantes et qu'une réalisation infinie de la série est disponible, le filtre de WK est obtenu comme le ratio du spectre de la composante au spectre de la série. Pour les séries stationnaires, l'estimateur de la saisonnalité est donné par :

$$\hat{s}_t = v_s(B)x_t, \quad (4.1)$$

où, si l'on utilise la transformée de Fourier $B = e^{-iw}$,

$$v_s(w) = \frac{g_s(w)}{g_x(w)}. \quad (4.2)$$

Dans le domaine temporel, le filtre de WK correspond au ratio de la fonction génératrice des autocorrélations (ACGF) de la composante à l'ACGF de la série. Le filtre de WK est bâti de sorte à minimizer la moyenne du carré des erreurs sur l'estimateur. Il produit donc la projection linéaire de la composante sur la série observée. De plus, il a été montré que le filtre de WK donne des estimateurs optimaux y compris dans le cas de séries nonstationnaires (voir, par exemple, Pierce (1979) ou Bell (1984)).

Cleveland et Tiao (1976), Burman (1980), ont suggéré d'utiliser la théorie de l'extraction de signaux en conjonction avec la spécification de modèles stochastiques linéaires de type ARIMA pour la série et ses composantes. Une raison pour cela est que les modèles ARIMA permettent une paramétrisation très simple d'un spectre. Par conséquent, il est supposé que les composantes suivent des processus

$$\begin{aligned} \phi_s(B)s_t &= \theta_s(B)a_{st} \\ \phi_n(B)n_t &= \theta_n(B)a_{nt} \end{aligned} \quad (4.3)$$

où $\phi_s(B)$ et $\theta_s(B)$ représentent des polynômes finis en B dont les racines se situent sur ou en dehors du cercle unitaire. Les variables a_{st} et a_{nt} sont des bruits blancs indépendants de variance V_s et V_n . Les polynômes $\phi_s(B)$ et $\phi_n(B)$ n'ont aucune racine en commun, tandis que les polynômes $\theta_s(B)$ et $\theta_n(B)$ sont supposés ne pas avoir de racine unitaire en commun.

Les équations (4.3) impliquent que la série observée x_t suit un modèle ARIMA du type :

$$\phi(B)x_t = \theta(B)a_t, \quad (4.4)$$

où a_t est un bruit blanc. Le polynôme AR $\phi(B)$ vérifie $\phi(B) = \phi_s(B)\phi_n(B)$. En pratique, l'identification et l'estimation du modèle (4.4) est conduit selon les techniques bien connues de Box-Jenkins (voir Box et Jenkins, 1970). La répartition des racines de $\phi(B)$ entre les polynômes $\phi_s(B)$ et $\phi_n(B)$ est accomplie selon les profils que les composantes sont supposées montrer. Par exemple, les racines complexes conjuguées dont la période est plus petite que l'année sont assignées à la composante saisonnière. Pour les polynômes MA et les variances des innovations V_n et V_s , une telle procédure d'identification n'est pas disponible. En général, si une série temporelle admet une décomposition en composantes inobservées, le nombre de décompositions admissibles est infini. Dans l'approche AMB, la sélection d'une décomposition particulière est conduite de sorte à maximiser la variance de la composante irrégulière (voir Hillmer and Tiao 1982). Une décomposition dite canonique est ainsi obtenue, les composantes canoniques présentant un zéro dans leur spectre.

Dans le domaine temporel et après simplification, l'estimateur optimal de la composante saisonnière est donné par :

$$\hat{s}_t = V_s \frac{\theta_s(B)\theta_s(F)\phi_n(B)\phi_n(F)}{\theta(B)\theta(F)} x_t$$

Le filtre historique de WK est donc symétrique, tout comme les filtres historiques de X11. Il est convergent, et donc valide pour calculer les estimateurs des signaux aux instants centraux de l'échantillon. Près des bords des échantillons, les observations futures sont remplacées par leur prévision obtenues à partir de (4.4), et les estimateurs préliminaires sont ainsi dérivés.

L'analyse du filtre de WK dans le domaine des fréquences montre que, comme les filtres de X11, il présente une structure de "band-pass", littéralement de "bande de passage". D'après (4.1), et en utilisant $g_x(w) = g_n(w) + g_s(w)$, on peut écrire

$$v_s(w) = \frac{1}{1 + \frac{g_n(w)}{g_s(w)}} \quad (4.5)$$

Quand la contribution relative de la composante saisonnière est large à une fréquence w^* , on a $g_n(w^*)/g_s(w^*) \approx 0$. Dans ce cas, une grande partie du spectre

de la série observée est utilisée pour l'estimation du signal : le gain du filtre à cette fréquence sera proche de 1. Inversement, si la contribution relative est faible à une fréquence particulière, le filtre de WK l'ignore simplement lors de l'estimation de la composante. Par exemple, si la composante non-saisonnnière n_t contient une tendance nonstationnaire, le spectre de n_t est infini dans la région des basses fréquences, et nous aurons $g_n(w^*)/g_s(w^*) \rightarrow \infty$. Il s'ensuit que $v_s(w^*) \approx 0$: le gain sera proche de zéro dans cette région, et aucune variation de basse fréquence ne sera transmise à la composante saisonnière. Etant donné que tout deux sont des moyennes mobiles, l'interprétation des filtres de X11 et du filtre de WK dans le domaine des fréquences est similaire. La différence majeure réside dans le fait que le filtre de WK s'adapte de lui-même à la série analysée tandis que les filtres de X11 ne dépendent pas des propriétés des séries : ils sont ad hoc (voir par exemple Maravall (1993b)).

Une autre conséquence immédiate de (4.5) est que le gain du filtre de WK ne peut jamais être plus grand que 1 : la variabilité de la série à chaque fréquence est partagée entre les composantes, mais elle ne peut jamais être amplifiée. Cette différence avec les filtres empiriques de X11 a plusieurs implications. Sauf pour le filtre d'ajustement saisonnier 3x3, les filtres d'ajustement de X11 n'ont pas d'interprétation en termes de projection linéaire : ils ne minimisent pas la moyenne du carré des erreurs. La dérivation de modèles pour lesquels une décomposition optimale permet d'approcher un filtre d'ajustement de X11 ne pourra jamais reproduire cette propriété, et ne sera donc pas satisfaisante sous cet aspect (voir Burrige and Wallis (1984)). C'est une raison pour laquelle une approximation avec erreur nulle n'est pas réalisable. Un deuxième point important concerne la variabilité de court-terme des séries ajustées. Ce point est traité dans la section suivante.

5 Variabilité de court-terme des séries ajustées : filtres de X11 versus filtre de WK

Comparer des filtres ad hoc (X11) et des filtres reposant sur des modèles (WK) n'est jamais une tâche aisée. Une raison pour cela est que le filtre de WK requiert la spécification d'un modèle à partir duquel le filtre peut être dérivé. Les filtres ad hoc, par définition, n'exigent pas de tels préalables. Deux points doivent alors être soulignés. D'abord, si des arguments peuvent être *illustrés* avec ce modèle, les résultats ne doivent pas dépendre du choix du modèle. Ensuite, afin de rendre possible les comparaisons, les propriétés stochastiques représentées par ce modèle doivent être en accord avec les caractéristiques que les filtres de X11 sont supposés supprimer. En particulier, la structure de "band-pass" du filtre saisonnier doit être bien adaptée aux pics saisonniers du spectre associé au modèle considéré. Les filtres ad hoc sont ainsi placés dans une situation convenable, et la comparaison peut être conduite régulièrement. Un candidat satisfaisant ces points a été obtenu au travers

de la série PTIF (voir figure 1 en annexe), dont les propriétés sont bien décrites par le modèle suivant :

$$\Delta\Delta_{12}x_t = (1 - .42B)(1 - .61B^{12})a_t \quad (5.1)$$

Aucun point aberrant n'a été trouvé et aucune transformation logarithmique n'a été nécessaire. Les résidus de ce modèle ne semblent pas corrélés : la statistique de Ljung-Box calculée sur 24 autocorrélations et la statistique de Box-Pierce sur les deux premiers retards saisonniers donnent respectivement un résultat de 24.66 et .68, non significatif dans les deux cas. L'indépendance semble aussi vérifiée puisque les mêmes statistiques calculées sur les carrés des résidus donnent respectivement un résultat de 20.47 and 5.24 respectivement, toujours non significatifs. Les statistiques de normalité confirment l'indépendance des résidus, avec une mesure de skewness égale à .25 (écart-type : .21) et une mesure de kurtosis égale à 2.97 (écart-type : .42). La variance des résidus s'élève à $V_a = 1.847$. Chaque coefficient du polynôme MA est très significativement différent de zéro.

Le modèle (5.1) appartient à la classe des modèles dits "airline", très couramment considérés dans la littérature depuis Box et Jenkins (1970). Les modèles "airline" ont l'avantage d'être simples et faciles à interpréter : les paramètres des polynômes liés à la stabilité des composantes (voir par exemple Maravall, 1993). Avec les paramètres fixés de cette façon, le modèle (5.1) a une propriété singulière : il est proche de la spécification que Burridge et Wallis (1984) ont proposée pour approcher le filtre d'ajustement par défaut de X11.

C'est le modèle (5.1) qui a été utilisé par les deux programmes X12-ARIMA et SEATS pour calculer les observations futures qui sont nécessaires à l'estimation des signaux près de la fin de l'échantillon. Etant donné que (5.1) ne demande pas de transformation logarithmique, la décomposition de la série PTIF est choisie comme additive dans les deux programmes. La décomposition a été menée en X12-ARIMA par le filtre d'ajustement par défaut : aucun problème particulier n'ayant été relevé dans les résultats. Dans l'approche AMB, l'ajustement saisonnier d'une série décrite par un modèle de type (5.1) est conduit de la façon suivante. Le spectre de la série observée est partagé selon les décompositions partielles de fractions en deux spectres, le premier capturant les mouvements aux fréquences saisonnières, le second les autres mouvements (voir Burman (1980)). Une décomposition unique est identifiée en enlevant autant de bruit blanc que possible de la composante saisonnière, selon le critère canonique (voir Hillmer et Tiao, 1982). Ce bruit blanc est affecté à la partie non saisonnière de la série. Pour le modèle (5.1), le spectre de la composante non saisonnière est associé au modèle :

$$\Delta^2 n_t = (1 - 1.39B + .41B^2)a_{nt} \quad (5.2)$$

avec $V_n = .67V_a$. Le filtre de WK est alors directement obtenu selon (4.2).

Le gain des filtres saisonniers de X11 et de WK sont présentés ensemble sur la *figure 3* (en annexe). Pour ce modèle (5.1), les deux filtres montrent la même structure de gain : ils laissent inchangées les mêmes gammes de fréquences et suppriment les autres. Par conséquent, les spectres des estimateurs de la saisonnalité présentés en *figure 4* (en annexe) sont pratiquement identiques. Tous deux semblent en accord avec le spectre de la série observée.

La *figure 5* (en annexe) montre les gains des filtres d'ajustement saisonniers. Les différences sont ici bien plus remarquables. Elles apparaissent en particulier entre les fréquences saisonnières harmoniques, et sont en relation avec le fait que le filtre d'ajustement de X11 a un gain plus grand que 1 à certaines fréquences tandis que le gain du filtre de WK ne peut jamais dépasser 1. Les fréquences où le filtre de X11 a un gain plus grand que 1 correspondent aux mouvements de court-terme de la série. Cela implique que la série ajustée sera sujette à des variations de court-terme plus larges que la série elle-même : les mouvements de court-terme sont amplifiés.

Le *figure 6* (en annexe) montre les spectres des estimateurs de la composante nonsaisonnaire et le spectre de la série observée. La décomposition est en accord avec les propriétés stochastiques de la série telles qu'elles sont décrites par le modèle (5.1). Les deux estimateurs ont des spectres très proches l'un de l'autre, avec des différences entre les fréquences saisonnières harmoniques. Dans ces régions, le spectre de la série ajustée par X11 peut dépasser le spectre de la série observée. La série ajustée avec X11 présente donc une plus grande variabilité de court-terme que la série elle-même !

Puisque les variations de court-terme sont habituellement associée avec la composante irrégulière, il est naturel d'inspecter les estimateurs de cette composante. Les spectres des estimateurs obtenus avec X11 et SEATS sont donnés en *figure 7* (en annexe). L'amplification des mouvements de court-terme par X11 est évidente après la deuxième fréquence saisonnière. Il peut être facilement vérifié sur l'aire de ces spectres que l'irrégulier selon X11 a une variance théorique plus large ($.23V_a$) que l'irrégulier selon l'approche AMB ($.19V_a$). Ce résultat est obtenu bien que l'approche AMB utilise l'hypothèse canonique qui maximise la variance de la composante irrégulière contenue dans la série.

Afin de vérifier si ces traits sont perceptibles en pratique, la *figure 8* (en annexe) présente la composante irrégulière estimée avec les deux approches. Une plus grande variabilité dans l'irrégulier de X11 est clairement observée : l'estimateur obtenu avec X11 a une variance de $.49=.27V_a$ contre $.32=.17V_a$ pour l'estimateur AMB.

L'amplification dans la série ajustée des mouvements de court-terme de la série originale a quelques incidences sur les taux de croissance. La *figure 9* (en annexe) montre les taux de croissance mensuels (in %) de la série PTIF ajustée obtenue avec X11 et l'approche AMB. Ils sont très proches en ce qui concerne la direction des mouvements, mais les taux de croissance mensuels de X11 sont plus erratiques, avec un écart-type de 1.14 contre 1.08 pour SEATS (points de pourcentage). Bien entendu, cette différence liée aux mouvements de court-terme serait atténuée si les taux de croissance étaient calculés sur plus longue période, telle que l'année par exemple.

La simulation d'une série selon (5.1) avec un échantillon de 300 observations a permis de vérifier que les conclusions de cette analyse ne sont pas affectés par un effet de fin d'échantillon. Cependant, il est intéressant de noter que Wallis (1982) a donné le gain du filtre d'ajustement de défaut de X11 pour l'estimation contemporaine : la particularité de présenter des gains plus grand que 1 à certaines fréquences y est bien plus marquée. Les filtres 3x9 et 3 termes présentent aussi des gains plus grand que 1 dans la région des hautes fréquences d'une façon plus marquée (voir *figure 2 en annexe*). Les résultats présentés ici pourraient donc être plus apparent encore avec les filtres 3x9 ou 3 termes. Cette caractéristique des filtres de X11 se retrouve encore dans les filtres trimestriels (voir par exemple Bell et Monsell, 1992). Seul le filtre 3x3 ne partage pas cette propriété.

Bibliographie

- Bell, W.R. (1984), « Signal Extraction for Nonstationary Time Series », *The Annals of Statistics*, 12, 2, 646-664.
- Bell, W.R. et Monsell, B.C. (1992), « X-11 Symmetric Linear Filters and their Transfer Functions », Bureau of the Census, Research Report n. RR 92/15, Washington.
- Box, G.E.P et Jenkins, G.M (1970), *Time Series Analysis : Forecasting and Control*, San Francisco : Holden Day.
- Burman, J.P. (1980), « Seasonal Adjustment by Signal Extraction », *Journal of the Royal Statistical Society, Ser. A*, 143, 321-337.
- Burridge, P. et Wallis, K.F. (1984), « Unobserved Component Models for Seasonal Adjustment Filters », *Journal of Business and Economic Statistics*, 2, 350-359.
- Cleveland, W.P. et Tiao, G.C. (1976) « Decomposition of Seasonal Time Series : a Model for the X-11 Program », *Journal of the American Statistical Association*, 71, 581-587.
- Fiorentini, G. et Planas, C. (1996), « Non-Admissible Decompositions in Unobserved Components Models », *Working Paper 96/13*, Cemfi, Madrid.
- 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.
- Hylleberg, S. (1986), *Seasonality in Regression*, New York : Academic Press.
- Maravall, A. (1993a), « Stochastic Linear Trends : Models and Estimators », *Journal of Econometrics*, 54, 1-33.
- Maravall, A. (1993b), « Unobserved Components in Economic Time Series », prepared for the Handbook of Applied Econometrics, Vol. 1.
- Maravall, A. et Gómez, V. (1992), « Signal Extraction in Economic Time Series : Program SEATS », EUI Working Paper ECO No. 92/65, Department of Economics, European University Institute.
- Maravall, A. et Pierce, D.A. (1983), « Preliminary-Data Error and Monetary Aggregates », *Journal of Business and Economic Statistics*, 1, 179-186.
- Maravall, A. et Pierce, D.A. (1986), « The Transmission of Data Noise into Policy Noise in U.S. Monetary Control », *Econometrica*, 54, n. 4, 961-979.

Pierce, D.A. (1979), « Signal Extraction Error in Nonstationary Time Series », *Annals of Statistics*, 7, 1303-1320.

Wallis, K.F. (1974), « Seasonal Adjustment and Relations between Variables », *Journal of the American Statistical Association*, 69, 18-31.

Wallis, K.F. (1982), « Seasonal Adjustment and Revisions of Current Data : Linear Filters for the X11 Method », *Journal of the Royal Statistical Society*, Ser. A, 145, 74-85.

Whittle, P. (1963), *Prediction and Regulation using Least-Squares Methods*, London : English Universities Press.

Young, A.H. (1968), « Linear Approximation to the Census and BLS Seasonal Adjustment Methods », *Journal of the Royal Statistical Society*, Ser. A, 145, 74-85.

ANNEXE

**Figure 1 Production totale de l'industrie française
(hors construction) (1985-1 à 1996-4)**

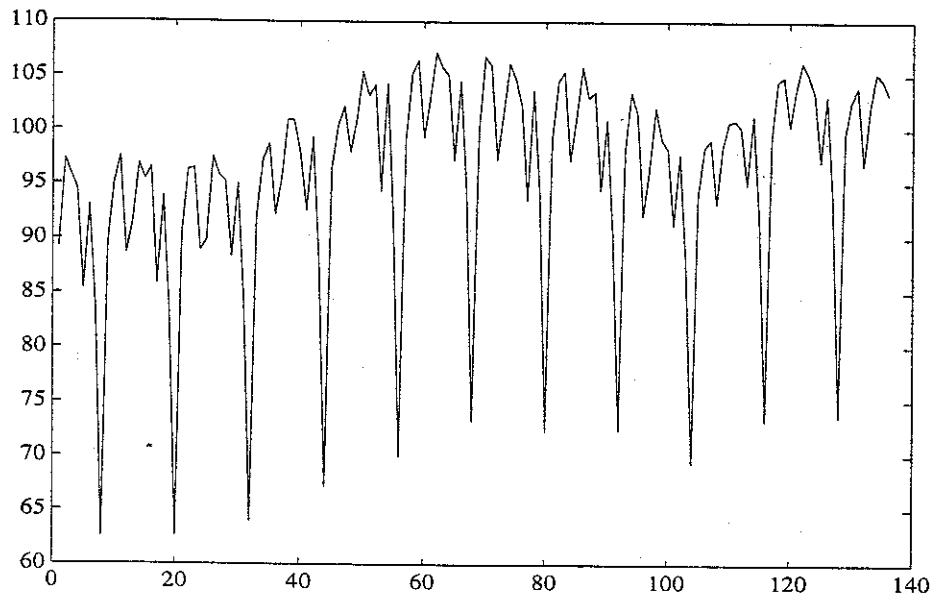


Figure 2 Fonctions de gain des filtres d'ajustement mensuel de X11

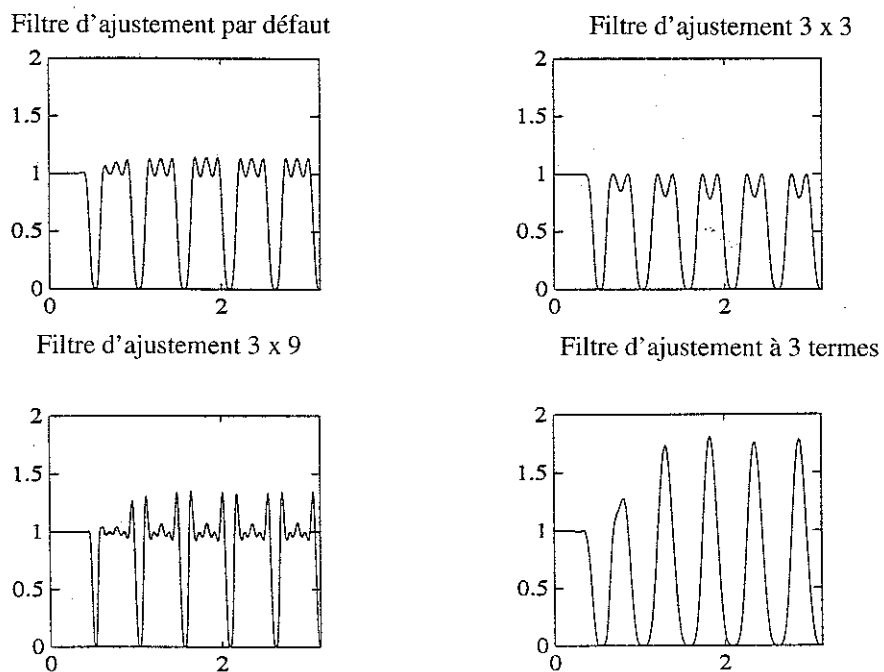


Figure 3 Gain des filtres saisonniers centraux : WK (—), X11 (- -)

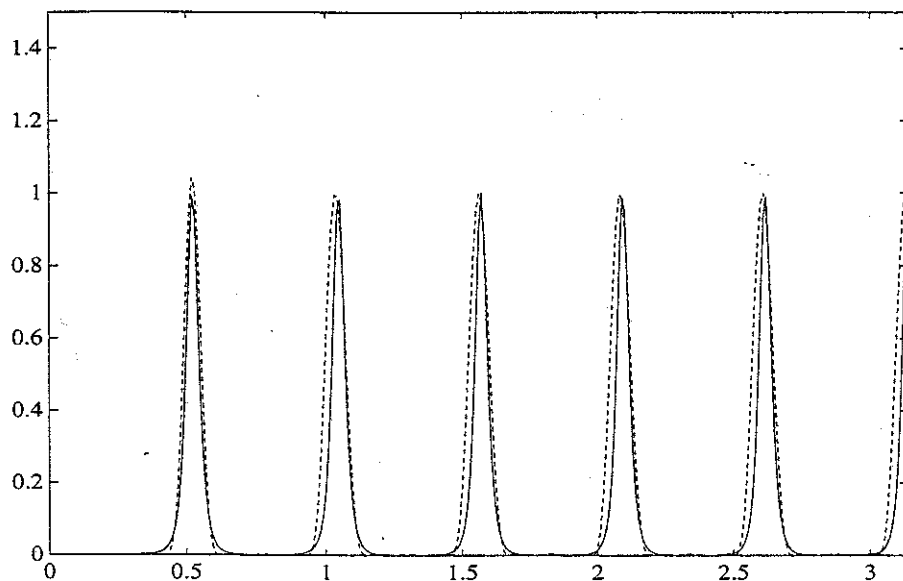


Figure 4 Spectres des estimateurs de la saisonnalité : WK (- -), X11 (- · -), spectre de la série (—)

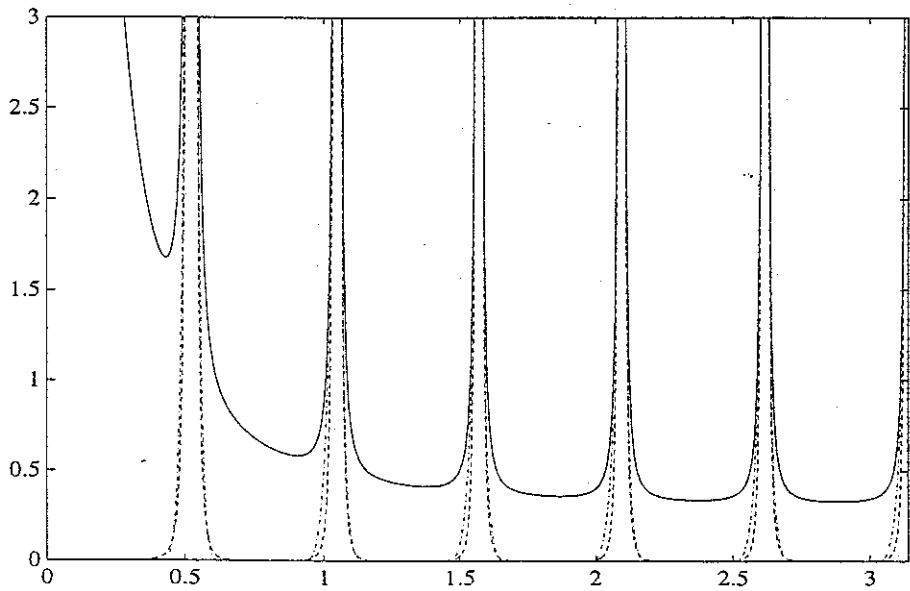


Figure 5 Gain des filtres centraux d'ajustement : WK (—), X11 (- -)

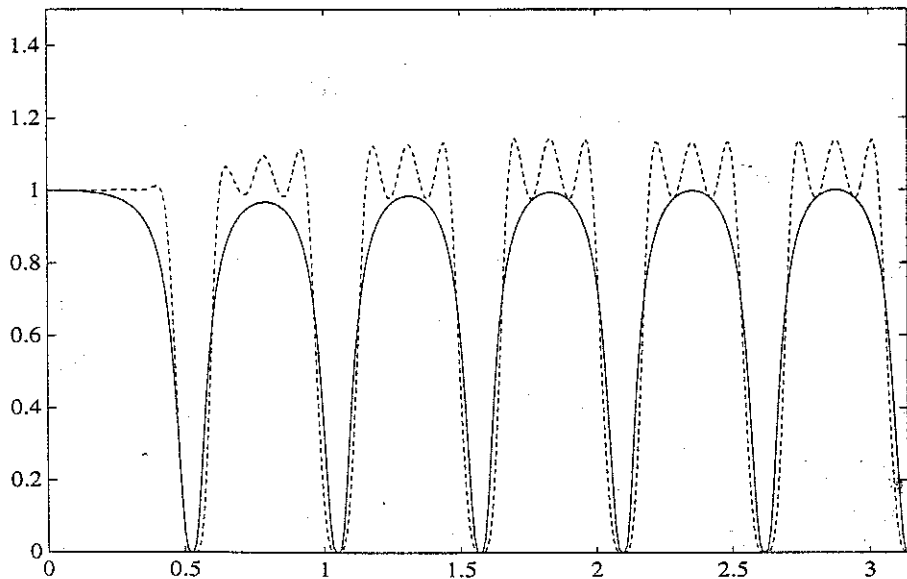


Figure 6 Spectres des estimateurs des séries ajustées : WK (- -), X11 (- ·), spectre de la série (—)

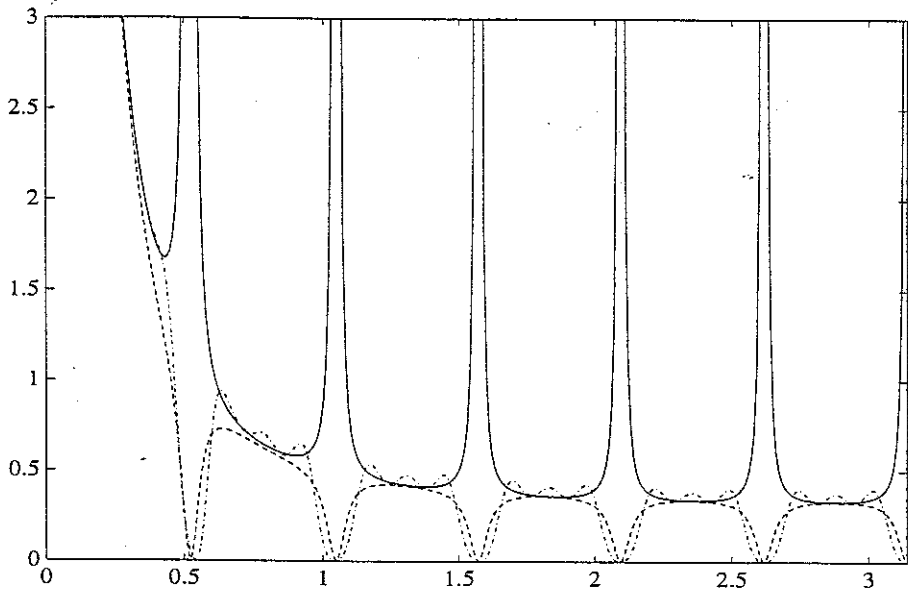


Figure 7 Spectres des estimateurs de la composante irrégulière : WK (—), X11 (- -)

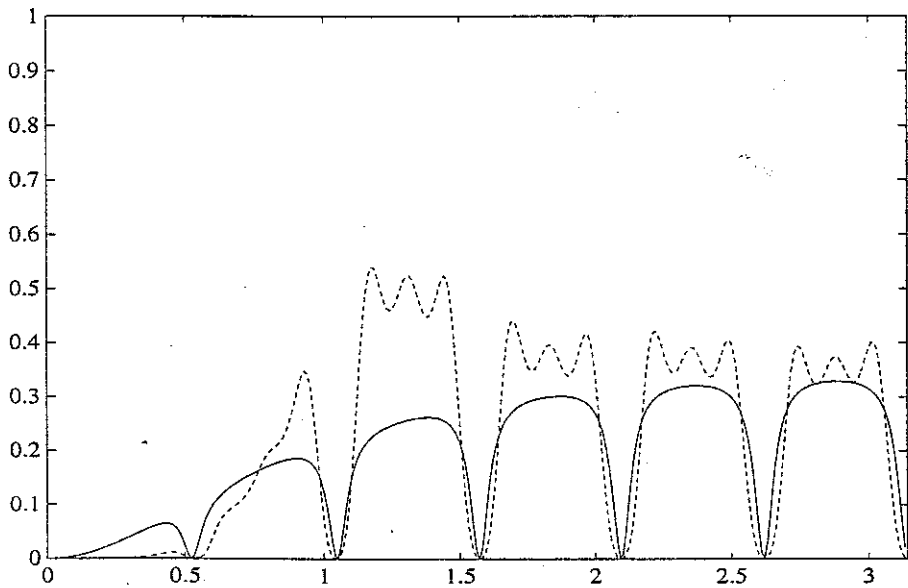


Figure 8 Estimateurs de la composante irrégulière

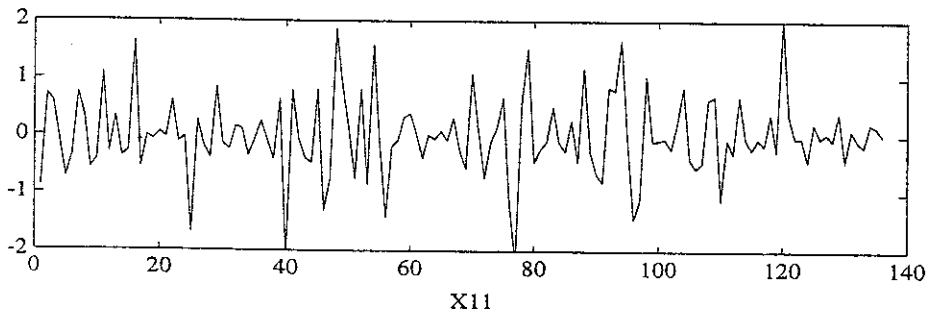
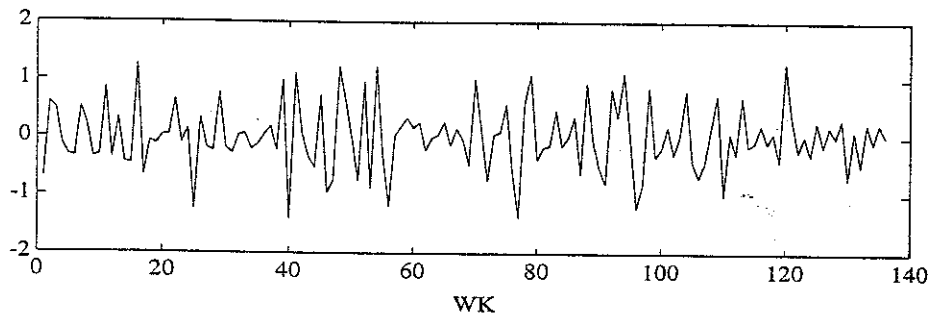


Figure 9 Taux de croissance mensuels de la série ajustée de la production (en %)

