

L'effet des points aberrants dans la désaisonnalisation

The presence of outliers in the estimation of the seasonal factors

Guy Huot

Volume 57, numéro 3, juillet–septembre 1981

21^e Congrès annuel de la Société Canadienne de Science économique

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/600992ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/600992ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Huot, G. (1981). L'effet des points aberrants dans la désaisonnalisation : the presence of outliers in the estimation of the seasonal factors. *L'Actualité économique*, 57(3), 407–422. <https://doi.org/10.7202/600992ar>

Résumé de l'article

This article is devoted to an improved estimation of the seasonal factors in the X-11-ARIMA method given the presence of outliers in the unadjusted series. The series are modelled by an ARIMA process and the outliers are identified relative to the fitted values of the model. They are then replaced by their corresponding function values. A good replacement of the outliers improves both the performance of the ARIMA model fitted to the modified series and the revisions to the seasonal factors, especially the latter.

L'EFFET DES POINTS ABERRANTS DANS LA DÉSAISONNALISATION *

1. INTRODUCTION

Les méthodes de désaisonnalisation sont particulièrement sensibles aux points aberrants souvent présents dans les séries chronologiques. Leur présence influence, et distord même, l'estimation des composantes de ces séries notamment le mouvement saisonnier. Aussi, le problème posé par la présence de ces points aberrants préoccupe-t-il au plus haut niveau les responsables de la désaisonnalisation.

Ce travail étudie le traitement des points aberrants dans le contexte du programme de désaisonnalisation X-II-ARMMI (Dagum, 1980). En l'absence de points aberrants, Pierce (1978) a montré théoriquement, alors que Kuiper (1976), Farley et Zeller (1976), Dagum (1978) et Kingslan (1980) le corroboraient empiriquement, que le X-II-ARMMI est une méthode de désaisonnalisation à erreur quadratique moyenne minimale qui stabilise les coefficients saisonniers et minimise les révisions. La présence de points aberrants va cependant assujettir les coefficients saisonniers à d'importantes révisions concentrées surtout dans le ou les mois où se trouvent ces points. Pour être plus précis, disons que lorsque l'estimation des coefficients d'un mois donné est perturbée par des points aberrants, la plupart des autres mois le sont également — bien qu'à un degré moindre — à cause de la structure interne du X-II qui force, sur chaque période de douze mois ou quatre trimestres, les coefficients saisonniers à se sommer à 100 (version multiplicative) ou à zéro (version additive).

Il est clair, d'une part, que les options standards du X-II telles qu'appliquées aux séries dans le contexte du X-II-ARMMI ne font pas un traitement très adéquat des points aberrants et, d'autre part, que l'amplitude et la distribution du mouvement saisonnier en sont fortement affectées.

Dans un premier temps, nous examinerons l'effet des points aberrants sur les coefficients saisonniers estimés puis nous dégagerons la ligne axiale autour de laquelle s'ordonne la solution au problème posé. La solution considérée est l'identification et le remplacement

* Travail présenté au 49^e Congrès de l'ACFAS 13-14 mai 1981, Université de Sherbrooke.

a priori des points aberrants. Ce remplacement est basé sur le test des résidus d'un modèle ARMMI ajusté à la série à être désaisonnalisée. Dans un second temps, nous évaluerons l'option du remplacement ARMMI des points aberrants en utilisant des séries du commerce extérieur.

2. LE TRAITEMENT DES POINTS ABERRANTS

Pour l'essentiel, le traitement des points aberrants présente trois aspects : (1) l'analyse des causes des points aberrants ; (2) l'influence de ceux-ci sur l'estimation des coefficients saisonniers ; (3), leur remplacement. Ces trois aspects seront illustrés, dans cette étude, pour des séries du commerce extérieur à cause de leurs caractéristiques pertinentes.

La présence des points aberrants dans les séries du commerce extérieur s'explique par de nombreuses conditions contraignantes de type administratif et un grand nombre de perturbations exogènes auxquelles ces séries sont soumises. Il en résulte des séries très volatiles.

Parmi les contraintes administratives, retenons-en deux : les changements de classification qui introduisent d'importantes discontinuités dans les séries et surtout le mode de collecte des données. En effet, jusqu'à juillet 1979, les statistiques d'un mois donné visaient toutes les livraisons pour lesquelles Statistique Canada a reçu des documents de douane jusqu'au dernier jour ouvrable du mois. Ainsi, bon nombre de facteurs pouvaient repousser de façon arbitraire au mois suivant la comptabilisation d'exportations et d'importations.

Parmi les facteurs exogènes de perturbation des séries, se rangent les fluctuations du taux de change, les changements dans les prix relatifs, l'inflation, les nouvelles politiques tarifaires protectionnistes, les grèves chez les producteurs ou chez les transporteurs, certaines politiques fiscales et monétaires, la conjoncture économique, etc.

Il s'ensuit que le traitement des points aberrants est d'autant plus justifié et adéquat que l'on connaît les causes des perturbations dans les séries.

La présence de ces points aberrants produit un impact certain sur les modèles ARMMI ajustés aux séries. Ces modèles s'écrivent, sous la forme du modèle saisonnier multiplicatif général (Box et Jenkins, 1970) :

$$\phi_p(B) \Phi_p(B^s) \Delta^d \Delta^D Z_t = \theta_q(B) \Theta_q(B^s) a_t \quad [2.1]$$

où s , la périodicité saisonnière, est égale à 12 ou à 4 selon que la série est mensuelle ou trimestrielle ; B est un opérateur de retard soit par

exemple d'une période ($BZ_t = Z_{t-1}$) soit de périodicité saisonnière ($B^s Z_t = Z_{t-s}$); d et D dénotent l'ordre de l'opérateur des différences ordinaires, $\Delta^d = (1-B)^d$, et saisonnière, $\Delta^D = (1-B)^D$, appliquées à la série pour la rendre stationnaire; $\phi_p(B)$ et $\Phi_p(B^s)$ sont des opérateurs autorégressifs stationnaires (soient des polynômes en B de degré p et en B^s de degré P); $\theta_q(B)$ et $\Theta_Q(B^s)$ sont des opérateurs de moyenne mobile inversible (soient des polynômes en B de degré q et en B^s de degré Q); a_t est un processus purement aléatoire.

Les modèles ARMMI sont intégrés au programme X-II de la façon suivante: (1) des modèles univariés ARMMI sont ajustés aux séries temporelles mensuelles ou trimestrielles à désaisonnaliser; (2) ces séries sont extrapolées (extrapolation prospective ou extrapolation prospective et rétrospective) sur une base de douze mois ou de quatre trimestres; et (3), à condition que les extrapolations soient acceptables, nous appliquons le programme X-II aux séries ainsi prolongées.

Par extrapolations acceptables, on entend un procédé d'extrapolation qui doit satisfaire trois critères. D'abord, l'ajustement des modèles ARMMI à la série est contrôlé par le test du « portmanteau » de Box et Pierce (1970) modifié par Prothero et Wallis (1976) et Ljung et Box (1978) qui est appliqué à la fonction d'autocorrélation des résidus. Cette statistique suit une distribution du X^2 et le programme imprime la valeur de la probabilité du test. L'hypothèse nulle est testée au niveau de signification de 10% (version automatique). Ensuite, l'erreur absolue moyenne entre les valeurs observées et les extrapolations correspondantes des trois premières et/ou dernières années doit être inférieure à 12% pour les extrapolations prospectives et inférieure à 18% pour les extrapolations rétrospectives. Enfin, on vérifie si les modèles ARMMI sont surdifférenciés, ce qui se traduirait par l'annulation de paramètres.

Le prolongement de la série suffira en général, en l'absence de points aberrants, à optimiser la fiabilité des coefficients saisonniers courants et de prévision. Toutefois, de bons modèles ARMMI pourront être rejetés parce que la présence des points aberrants aura tendance à accroître l'erreur d'extrapolation absolue moyenne, à réduire la valeur de probabilité du test du « portmanteau » ou à provoquer la surdifférenciation des modèles ARMMI. Cependant, étant donné la présence de ces points et advenant le non rejet du modèle, les valeurs des paramètres de ce modèle seront biaisées. À la distortion des valeurs des paramètres et au rejet possible de bons modèles, s'ajoute, comme mentionné plus haut, l'effet des points aberrants sur l'amplitude et la distribution du mouvement saisonnier. Il en résulte une surestimation ou une sous-estimation de la composante saisonnière.

La présence de ces points aberrants constitue une entrave sérieuse qui ne permet pas à la méthode de désaisonnalisation d'atteindre son potentiel d'efficacité. En pareil cas, un traitement des points aberrants s'impose. Il existe plusieurs façons de les traiter comme le soulignent entre autres Gentleman et Wilk (1975), Barnett (1978) et Chambers et Heathcote (1981). Parmi celles-ci, on a retenu la « méthode du rejet et du remplacement ».

La série originale (ou, au besoin, la série originale modifiée par des coefficients d'ajustement préalable ou ajustée pour les variations imputables aux jours ouvrables) est modélisée par un processus ARMMI puis les points aberrants sont identifiés par rapport aux résidus du modèle. L'identification s'effectue en testant au seuil de $\pm 2,5 \sigma$ tous les résidus du modèle ARMMI. Chaque point dépassant $\pm 2,5 \sigma$ est ensuite remplacé par la valeur ajustée correspondante du modèle.

En pratique, le même modèle ARMMI est ajusté deux fois à la série. Le premier ajustement du modèle permet l'identification et le remplacement des points aberrants. Puis le modèle est ensuite réajusté à la série traitée pour fournir les extrapolations.

Deux études récentes (Huot, 1981 et Kuiper, 1981) ont montré l'utilité de remplacer a priori les points aberrants. Huot, en particulier, conclut suite à une étude de Monte Carlo que le remplacement des points aberrants accroît de façon appréciable la performance du modèle ARMMI et améliore sensiblement l'estimation des coefficients saisonniers. Par exemple, pour le modèle ARMMI (0,1,1) (0,1,1)₁₂, 87% des points aberrants en moyenne ont été identifiés et remplacés correctement. Par conséquent, l'erreur absolue moyenne en pourcentage des extrapolations prospectives est passé de 13,01% à 3,89%. La valeur de la probabilité moyenne du test du « port-manteau », après remplacement, est passée de 0,43% à 57,40%. Plus importante encore est la minimisation des révisions des coefficients saisonniers. L'effet net du remplacement des points aberrants se traduit par des gains de 42% et de 17% respectivement pour les coefficients saisonniers de l'année courante et de prévision.

Le remplacement des points aberrants engendre cependant sa propre problématique. Il n'y aura minimisation des révisions des coefficients saisonniers qu'à la condition expresse que le remplacement de ces points soit adéquat.

3. LES EFFETS DU REMPLACEMENT DES POINTS ABERRANTS

Le X-11-ARMMI est une méthode de désaisonnalisation optimale (erreur quadratique moyenne minimale) en ce qu'il minimise la

révision des coefficients saisonniers des séries désaisonnalisées. L'erreur quadratique moyenne (EQM) s'écrit :

$$EQM = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{12} (S_{i,j}^p - S_{i+k,j}^f)^2 / (12 \times n) \quad [3.1]$$

où i et j représentent respectivement l'année et le mois et où $S_{i,j}^p$ représente les coefficients saisonniers de prévision et $S_{i+k,j}^f$ représente les coefficients saisonniers finals de l'année i une fois que la série est prolongée avec $k=4$ années d'observations.

La notion d'estimateur consistant (EQM minimale) des coefficients saisonniers étant posée, examinons le jeu des relations qui existent entre les points aberrants, le modèle ARMMI et la minimisation des révisions.

En l'absence de points aberrants, la relation entre le modèle ARMMI et la minimisation des révisions est bidirectionnelle (figure 1). Un modèle ARMMI qui satisfait aux directives d'ajustement et d'extrapolation entraîne presque toujours une estimation consistante $S_{i,j}^p$ des coefficients $S_{i+k,j}^f$. Réciproquement, une révision minimale implique généralement un ajustement ARMMI adéquat de la série.

FIGURE 1

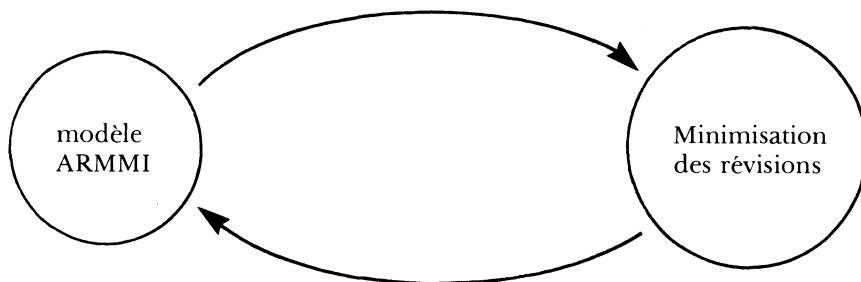
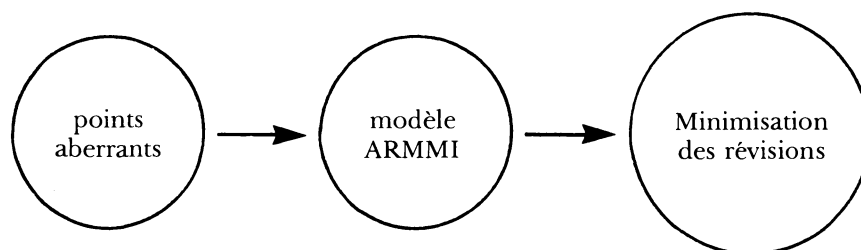


FIGURE 2



La présence de points aberrants crée une relation séquentielle et unidirectionnelle (figure 2). L'erreur quadratique moyenne sera minimale seulement si le remplacement des points aberrants est adéquat et que le modèle est acceptable. Par remplacement adéquat, on entend l'identification de vrais points aberrants auxquels on substitue des valeurs vraisemblables. Advenant que ces points ne soient pas remplacés, il en résulterait la non minimisation des révisions des coefficients de prévision. Similairement, si le remplacement de ces points est mauvais, le modèle ARMMI ne sera pas nécessairement rejeté auquel cas la combinaison implicite des poids terminaux X-11-ARMMI est distordue, ce qui entraînera la non minimisation des révisions ou encore la minimisation des révisions par rapport à des coefficients finals biaisés. Il s'ensuit que la minimisation des révisions est une condition nécessaire mais non suffisante pour que l'estimation des coefficients saisonniers de prévision soit optimale.

La figure 3 résume sous forme d'arbre les événements probables lorsqu'il y a remplacement des points aberrants.

Un examen des valeurs de remplacement s'avère donc nécessaire. Étant donné un remplacement adéquat, Kuiper (1980) a montré que le remplacement ARMMI a priori des points aberrants était compatible avec le remplacement que ces points auraient subi lors de l'application du X-11. Un remplacement ARMMI adéquat est cependant plus efficace que le second en ce que le second incorpore souvent au mouvement saisonnier et à la tendance-cycle, une partie du point aberrant. Ce dernier remplacement n'est donc pas optimal.

Le but principal du remplacement ARMMI a priori des points aberrants est de minimiser l'influence de ceux-ci sur les coefficients saisonniers estimés. Ces points peuvent cependant contenir des informations valables, comme par exemple un point de retournement. Par conséquent, ils sont rejetés pour l'estimation des coefficients saisonniers puis réintroduits dans la série désaisonnalisée finale et la tendance-cycle finale.

4. L'OPTION DE REMPLACEMENT ARMMI ET LES SÉRIES DU COMMERCE EXTÉRIEUR

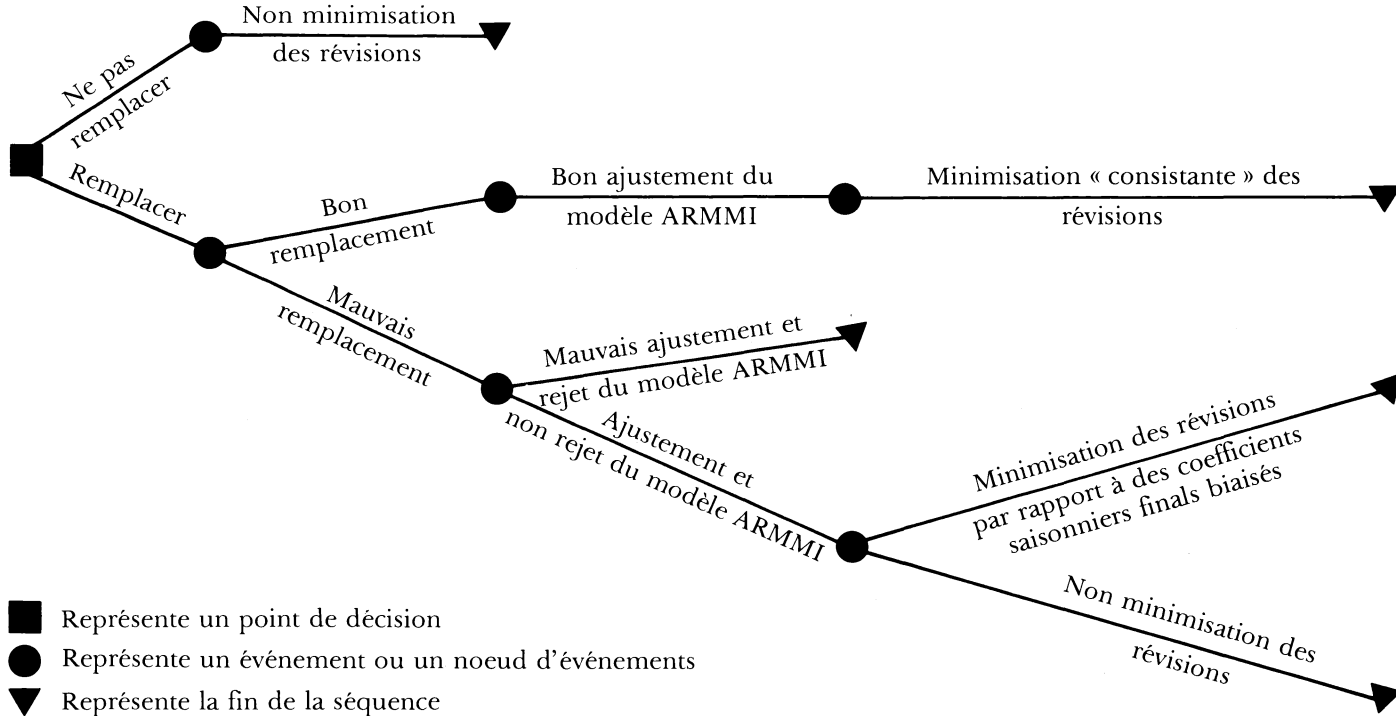
L'expérience a porté sur les dix séries suivantes :

a) *exportations*

- X1 Animaux vivants
- X2 Aliments, provendes, boissons et tabacs
- X3 Matières brutes, non comestibles
- X4 Matières travaillées, non comestibles
- X5 Produits finis, non comestibles

FIGURE 3

REPLACEMENT DES POINTS ABERRANTS ET ÉVÉNEMENTS PROBABLES



b) *réexportation*

XR

c) *importations*

M2 Aliments, provendes, boissons et tabacs

M3 Matières brutes, non comestibles

M4 Matières travaillées, non comestibles

M5 Produits finis, non comestibles

Ces séries ne sont pas désaisonnalisées par Statistique Canada. Elles ont cependant été choisies parce qu'elles contiennent un bon nombre de points aberrants. Il est toutefois important de noter qu'elles ont été soumises à un remplacement a priori des points aberrants les plus évidents avant l'expérience. En pareil cas, l'option de remplacement ARMMI des points aberrants restants s'avère encore très utile car elle permet de contrôler les séries modifiées qui sont alors testées par rapport à un modèle stochastique univarié.

On ajuste un modèle ARMMI aux séries modifiées a priori puis les résidus sont testés et au seuil de $\pm 2,5 \sigma$ et au seuil de $\pm 2,0 \sigma$. Le tableau 1 présente le modèle ARMMI ajusté à chaque série, l'erreur d'extrapolation obtenue sans remplacement et avec remplacement ARMMI des points aberrants restants, le test d'ajustement (probabilité du test du « portmanteau ») et le nombre de points aberrants remplacés à chaque seuil.

L'on sait déjà que le X-11-ARMMI (options standards) est supérieur au X-11 quant à la minimisation des révisions des coefficients saisonniers. Le but est maintenant de vérifier si le X-11-ARMMI avec remplacement ARMMI des points aberrants est quant à lui supérieur au X-11 et au X-11-ARMMI sans remplacement. Le tableau 2 présente l'erreur absolue moyenne entre les coefficients saisonniers de prévision $S^p_{i,j}$ et finals $S^f_{i+k,j}$ tels qu'estimés par le X-11, le X-11-ARMMI et le X-11-ARMMI avec remplacement ARMMI à chacun des seuils. L'erreur absolue moyenne est calculée pour chacun des mois de la période allant de 1969 à 1976 alors que les séries s'étendent de 1963 à 1979.

Le tableau 1 montre qu'en général, le remplacement ARMMI réduit l'erreur d'extrapolation. Il y a même deux cas où le remplacement ARMMI rend acceptables des modèles qui autrement ne l'étaient pas (la série X2 au seuil de $\pm 2,0 \sigma$ et la série XR aux deux seuils). Toutefois, la série X1 aux deux seuils et la série X2 au seuil de $\pm 2,5 \sigma$ sont rejetées à cause d'une mauvaise performance du modèle ARMMI.

Le remplacement des points aberrants est adéquat à deux exceptions près, soit la série *M3* au seuil de $\pm 2,0 \sigma$ où il y a en plus un total de 10 remplacements comparativement à une moyenne de sept dans les autres séries et la série *M5*.

TABLEAU 1
MODÈLES ARMMI AJUSTÉS AUX SÉRIES

| Série | Modèle ARMMI | Options | Points aberrants remplacés | Erreur d'extrapolation | |
|-------|-------------------|---------------------|----------------------------------|---------------------------|---|
| | | | | % | Valeur de la probabilité du test du « portmanteau » % |
| X1 | $L(2,1,0)(0,1,2)$ | X-11 | | | |
| | | X-11-A | | 17,43 | 47,24 |
| | | X-11-A 2,5 σ | 1 | 18,29 | 32,55 |
| | | X-11-A 2,0 σ | 8 | 16,38 | ,62 |
| X2 | $L(2,1,0)(0,1,2)$ | X-11 | | | |
| | | X-11-A | | 12,15 | 1,92 |
| | | X-11-A 2,5 σ | 2 | 12,33 | 2,01 |
| | | X-11-A 2,0 σ | 7 | 11,04 | 14,04 |
| X3 | $L(0,1,1)(0,1,1)$ | X-11 | | | |
| | | X-11-A | | 10,91 | 33,21 |
| | | X-11-A 2,5 σ | 1 | 10,66 | 63,14 |
| | | X-11-A 2,0 σ | 7 | 10,68 | 43,84 |
| X4 | $L(0,1,1)(0,1,1)$ | X-11 | | | |
| | | X-11-A | | 6,57 | 93,13 |
| | | X-11-A 2,5 σ | 2 | 6,70 | 89,89 |
| | | X-11-A 2,0 σ | 7 | 5,86 | 60,01 |
| X5 | $L(2,1,2)(0,1,1)$ | X-11 | | | |
| | | X-11-A | | 9,03 | 13,36 |
| | | X-11-A 2,5 σ | 1 | 9,18 | 17,25 |
| | | X-11-A 2,0 σ | 7 | 8,55 | 53,92 |
| XR | $L(0,1,1)(0,1,1)$ | X-11 | | | |
| | | X-11-A | | 12,76 | 46,96 |
| | | X-11-A 2,5 σ | 3 | 11,12 | 6,22 |
| | | X-11-A 2,0 σ | 6 | 10,93 | 6,64 |
| M2 | $L(0,1,1)(0,1,1)$ | X-11 | | | |
| | | X-11-A | | 6,43 | 31,00 |
| | | X-11-A 2,5 σ | 4 | 7,06 | 6,67 |
| | | X-11-A 2,0 σ | 6 | 6,87 | 11,36 |
| M3 | $L(0,1,1)(0,1,1)$ | X-11 | | | |
| | | X-11-A | | 10,79 | 47,12 |
| | | X-11-A 2,5 σ | 4 | 11,79 | 22,54 |
| | | X-11-A 2,0 σ | 10 | 10,95 | 90,47 |
| M4 | $L(2,1,0)(0,1,2)$ | X-11 | | | |
| | | X-11-A | | 9,87 | 5,30 |
| | | X-11-A 2,5 σ | 4 | 9,17 | 35,18 |
| | | X-11-A 2,0 σ | 8 | 8,41 | 54,83 |
| M5 | $(2,1,2)(0,1,1)$ | X-11 | | | |
| | | X-11-A | | 5,34 | 70,13 |
| | | X-11-A 2,5 σ | 5 | 5,25 | 83,69 |
| | | X-11-A 2,0 σ | 7 | 5,37 | 81,47 |

Le tableau 2 montre que la série $X2$ est rejetée au seuil de $\pm 2,0 \sigma$ étant donné que son gain moyen est peu significatif par rapport à celui du $X-11$ et qu'il n'y a aucun gain là où les révisions sont les plus fortes (mai et novembre). Les séries $X4$, $M4$ et $M5$ sont rejetées pour des raisons similaires.

Au total, cinq séries y gagnent à l'utilisation de l'option du remplacement ARMMI. Ce sont les séries $X3$ ($\pm 2,5 \sigma$), $X5$ ($\pm 2,0 \sigma$), XR ($\pm 2,0 \sigma$), $M2$ ($\pm 2,0 \sigma$) et $M3$ ($\pm 2,5 \sigma$) où le seuil est choisi en fonction du gain le plus élevé.

Il y a mauvais ajustement et rejet du $X-11$ -ARMMI sans remplacement ARMMI pour les séries $X1$, $X2$ et XR (tableau 1).

La figure 4 représente graphiquement, à titre d'exemple, les coefficients de révision de la série $X5$ (voir tableau 2). On voit que le $X-11$ -ARMMI avec remplacement est supérieur au $X-11$ et au $X-11$ -ARMMI sans remplacement et qu'il minimise les révisions pour les mois où elles étaient les plus fortes, c'est-à-dire en mars, juillet, octobre, novembre et décembre.

Un remplacement erroné des points aberrants (série $M3$ au seuil de $\pm 2,0 \sigma$) ou le choix d'un mauvais modèle ARMMI sont contre-performants. Par exemple, le modèle $(2,1,2)(0,1,1)_{12}$ (sans transformation logarithmique des données) avait été initialement ajusté à la série $X5$ dont les erreurs d'extrapolation étaient respectivement 7,37% et 7,24% aux seuils de $\pm 2,5 \sigma$ et $\pm 2,0 \sigma$. Cependant, ce modèle identifiait et remplaçait 13 points aberrants contre sept pour le modèle $L(2,1,2)(0,1,1)_{12}$ (avec transformation logarithmique). Le tableau 3 montre la piètre performance du premier modèle quant à la minimisation de la révision des coefficients saisonniers (pour le modèle $L(2,1,2)(0,1,1)_{12}$ voir le tableau 2). Considérant toujours la série $X5$, la figure 5 montre l'écart qui existe, pour l'année 1980, entre les coefficients saisonniers de prévision du $X-11$ et du $X-11$ -ARMMI avec remplacement au seuil de $\pm 2,0 \sigma$ pour les modèles $(2,1,2)(0,1,1)_{12}$ et $L(2,1,2)(0,1,1)_{12}$. Le premier modèle distord les coefficients en ce qu'il accentue la réduction d'amplitude en août et octobre et révisé les coefficients dans des directions opposées à celles du second modèle en février, avril, juin, septembre et octobre.

Le contrôle des points aberrants remplacés est donc primordial. Le tableau 2 montre que lorsque ce remplacement est adéquat et que le modèle ARMMI satisfait aux directives, le $X-11$ -ARMMI avec remplacement est supérieur au $X-11$ et au $X-11$ -ARMMI sans remplacement (séries $X3$, $X5$, XR , $M2$ et $M3$).

X5 RÉVISIONS FINALES DES COEFFICIENTS DE PRÉVISION

(Erreur absolue moyenne)

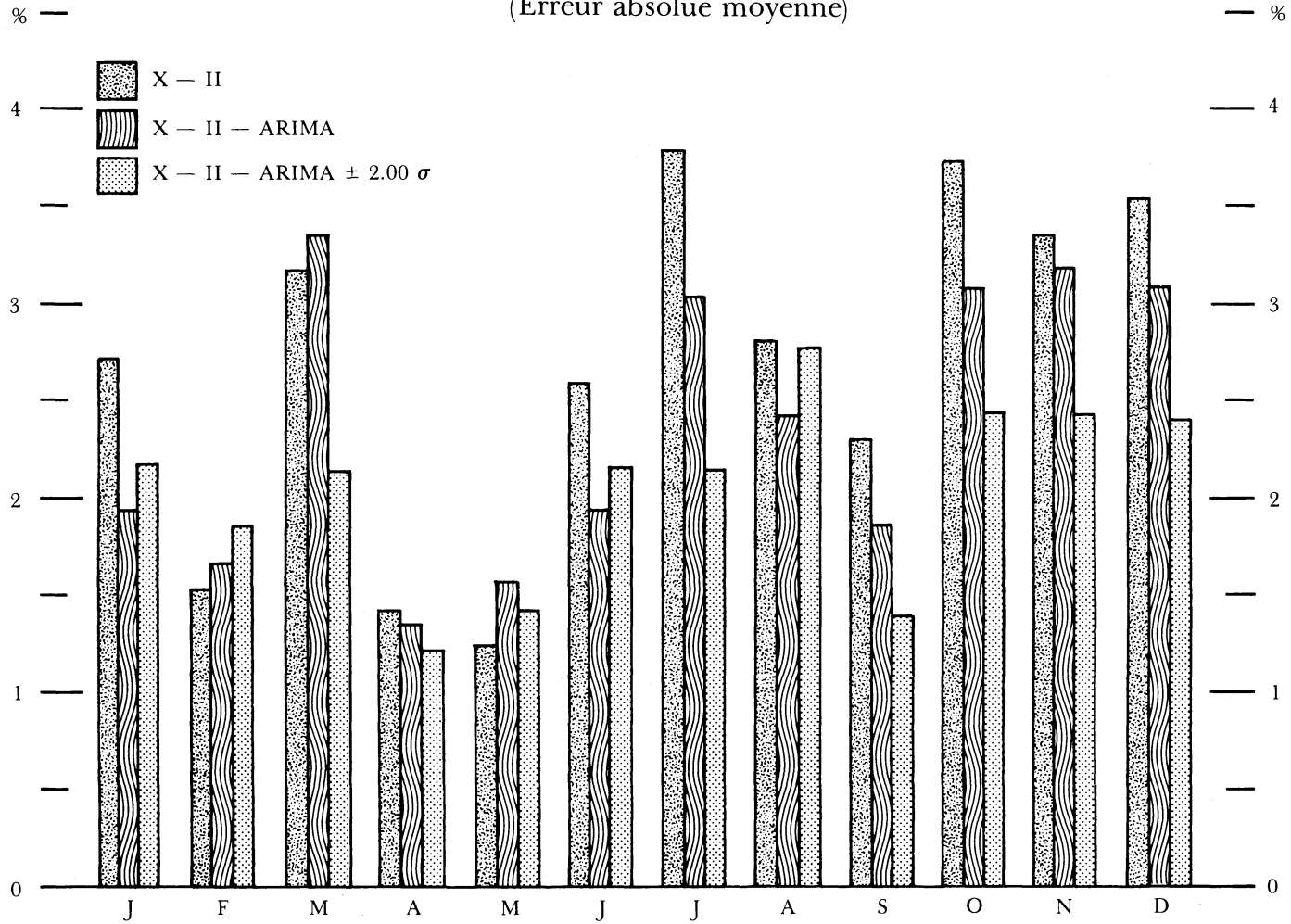


TABLEAU 2

RÉVISIONS FINALES DES COEFFICIENTS DE PRÉVISION (ERREUR ABSOLUE MOYENNE)

| Séries | Méthode | Option | Jan. | Fév. | Mars | Avril | Mai | Juin | Juil. | Août | Sep. | Oct. | Nov. | Déc. | Moy. |
|--------|---------|--------------|------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| X1 | X-11 | | 6,41 | 10,71 | 9,98 | 10,87 | 17,53 | 13,48 | 12,28 | 6,28 | 11,07 | 16,75 | 16,45 | 21,45 | 12,77 |
| | X-11-A | | 6,99 | 9,77 | 6,66 | 7,35 | 11,44 | 10,85 | 9,46 | 7,96 | 8,65 | 14,74 | 13,32 | 18,57 | 10,48 |
| | X-11-A | 2,5 σ | 7,20 | 9,19 | 8,46 | 7,05 | 11,33 | 10,95 | 10,71 | 7,27 | 11,11 | 16,49 | 13,57 | 18,26 | 10,97 |
| | X-11-A | 2,0 σ | 6,90 | 9,97 | 12,25 | 8,60 | 10,87 | 10,57 | 10,84 | 14,18 | 10,31 | 21,42 | 15,49 | 18,55 | 12,50 |
| X2 | X-11 | | 5,36 | 5,29 | 3,01 | 3,41 | 6,67 | 4,44 | 3,97 | 3,47 | 3,43 | 5,80 | 11,80 | 2,95 | 4,97 |
| | X-11-A | | 4,01 | 4,76 | 3,07 | 3,70 | 6,43 | 4,38 | 3,88 | 2,83 | 3,44 | 4,85 | 10,91 | 2,56 | 4,57 |
| | X-11-A | 2,5 σ | 2,28 | 4,10 | 3,88 | 4,04 | 6,26 | 4,30 | 4,53 | 2,43 | 3,62 | 3,37 | 9,98 | 3,94 | 4,39 |
| | X-11-A | 2,0 σ | 4,19 | 3,69 | 3,93 | 5,06 | 6,98 | 4,92 | 4,90 | 2,33 | 3,09 | 3,75 | 11,89 | 3,79 | 4,88 |
| X3 | X-11 | | 3,18 | 2,55 | 4,03 | 1,43 | 3,37 | 3,16 | 3,01 | 1,58 | 4,42 | 3,24 | 2,03 | 4,01 | 3,00 |
| | X-11-A | | 3,39 | 2,42 | 3,99 | 1,42 | 2,56 | 2,96 | 2,55 | 1,42 | 3,57 | 2,54 | 1,83 | 4,01 | 2,72 |
| | X-11-A | 2,5 σ | 2,86 | 2,45 | 4,04 | 1,36 | 2,61 | 1,75 | 2,64 | ,96 | 3,75 | 2,83 | 2,11 | 2,78 | 2,51 |
| | X-11-A | 2,0 σ | 3,75 | 2,29 | 2,48 | 2,31 | 3,51 | 1,55 | 2,60 | 1,33 | 3,49 | 3,00 | 2,96 | 3,06 | 2,69 |
| X4 | X-11 | | 1,23 | 1,06 | 1,53 | 1,85 | 2,23 | 3,60 | 1,67 | 2,19 | 2,76 | 1,19 | 1,24 | 3,00 | 1,96 |
| | X-11-A | | ,97 | 1,50 | 1,47 | 1,66 | 2,24 | 3,21 | 1,62 | 2,77 | 2,78 | 1,23 | 1,78 | 2,32 | 1,75 |
| | X-11-A | 2,5 σ | ,99 | 1,53 | 1,60 | 1,70 | 2,23 | 3,71 | 1,39 | 1,95 | 2,37 | 1,45 | 1,37 | 2,44 | 1,96 |
| | X-11-A | 2,0 σ | ,86 | 1,37 | 1,20 | 1,33 | 1,96 | 3,29 | 1,30 | 1,91 | 3,09 | 1,32 | 1,14 | 2,23 | 1,75 |
| X5 | X-11 | | 2,72 | 1,52 | 3,19 | 1,43 | 1,23 | 2,59 | 3,80 | 2,81 | 2,30 | 3,73 | 3,32 | 3,57 | 2,68 |
| | X-11-A | | 1,95 | 1,65 | 3,37 | 1,36 | 1,54 | 1,95 | 3,02 | 2,42 | 1,87 | 3,08 | 3,17 | 3,07 | 2,37 |
| | X-11-A | 2,5 σ | 1,90 | 1,66 | 3,34 | 1,40 | 1,57 | 1,90 | 3,01 | 2,32 | 1,89 | 3,00 | 3,10 | 3,20 | 2,36 |
| | X-11-A | 2,0 σ | 2,17 | 1,75 | 2,13 | 1,22 | 1,42 | 2,18 | 2,14 | 2,79 | 1,40 | 2,23 | 2,43 | 2,40 | 2,02 |

TABLEAU 2 (Suite)

| Séries | Méthode | Option | Jan. | Fév. | Mars | Avril | Mai | Juin | Juil. | Août | Sep. | Oct. | Nov. | Déc. | Moy. |
|--------|---------|--------------|------|------|------|-------|------|------|-------|------|------|------|------|------|------|
| XR | X-11 | | 3,67 | 4,51 | 3,15 | 4,17 | ,95 | 4,23 | 3,60 | 2,94 | 1,68 | 5,51 | 4,04 | 2,02 | 3,37 |
| | X-11-A | | 4,12 | 3,92 | 2,60 | 3,57 | 1,39 | 3,94 | 4,97 | 2,77 | 1,28 | 4,78 | 4,03 | 2,97 | 3,36 |
| | X-11-A | 2,5 σ | 3,82 | 3,79 | 2,90 | 3,42 | 1,41 | 3,44 | 2,70 | 4,25 | 1,91 | 4,48 | 3,78 | 2,47 | 3,20 |
| | X-11-A | 2,0 σ | 3,39 | 3,68 | 3,19 | 2,95 | 1,84 | 3,84 | 2,63 | 3,55 | ,86 | 2,65 | 3,70 | 2,85 | 2,93 |
| M2 | X-11 | | 5,53 | 2,48 | 1,33 | 3,55 | 1,22 | 1,49 | 2,29 | 1,43 | 1,49 | 2,32 | 3,17 | 3,00 | 2,44 |
| | X-11-A | | 5,00 | 2,47 | 1,42 | 3,87 | 1,57 | 1,24 | 2,00 | 1,69 | 1,58 | 2,21 | 2,75 | 3,00 | 2,40 |
| | X-11-A | 2,5 σ | 4,81 | 2,31 | ,96 | 3,12 | 1,71 | 1,32 | 2,23 | 1,56 | 1,61 | 2,23 | 2,35 | 2,32 | 2,21 |
| | X-11-A | 2,0 σ | 3,04 | 2,71 | 1,08 | 3,29 | 1,36 | 1,35 | 2,31 | 1,48 | 1,54 | 2,44 | 2,40 | 2,31 | 2,11 |
| M3 | X-11 | | 8,15 | 4,92 | 3,65 | 3,38 | 6,73 | 2,26 | 2,49 | 2,19 | 9,08 | 5,86 | 5,12 | 4,73 | 4,88 |
| | X-11-A | | 7,20 | 4,40 | 3,69 | 2,95 | 6,91 | 2,72 | 1,63 | 2,08 | 7,33 | 5,28 | 5,42 | 4,78 | 4,53 |
| | X-11-A | 2,5 σ | 5,15 | 2,62 | 2,14 | 3,44 | 6,31 | 3,94 | 1,52 | 1,76 | 7,71 | 5,82 | 5,23 | 4,24 | 4,16 |
| | X-11-A | 2,0 σ | 3,54 | 5,27 | 2,09 | 3,66 | 4,75 | 2,52 | 2,78 | 1,71 | 7,36 | 5,68 | 5,44 | 4,51 | 4,11 |
| M4 | X-11 | | 1,12 | 1,60 | 1,79 | 3,70 | 1,43 | ,85 | 1,99 | 2,45 | 1,07 | 1,71 | 1,38 | 1,84 | 1,74 |
| | X-11-A | | 1,04 | 1,53 | 2,03 | 3,75 | 1,21 | ,96 | 1,38 | 1,71 | 1,06 | 1,84 | 1,50 | 2,16 | 1,66 |
| | X-11-A | 2,5 σ | 1,66 | 1,32 | 2,17 | 3,91 | 1,56 | ,96 | 1,34 | 1,74 | 1,11 | 1,79 | 1,47 | 2,11 | 1,76 |
| | X-11-A | 2,0 σ | 1,94 | 1,00 | 2,26 | 2,72 | 1,28 | ,94 | 1,40 | 1,31 | 1,26 | 1,71 | 1,38 | 2,16 | 1,61 |
| M5 | X-11 | | 2,80 | 1,55 | 2,18 | 1,56 | 1,07 | 1,03 | ,59 | 1,27 | 1,66 | ,61 | 1,43 | 2,09 | 1,49 |
| | X-11-A | | 2,21 | 1,04 | 1,70 | 1,53 | 1,08 | 1,20 | ,88 | ,94 | 1,48 | ,76 | 1,14 | 1,61 | 1,30 |
| | X-11-A | 2,5 σ | 2,79 | 1,59 | 1,09 | 1,53 | 1,06 | 1,58 | 1,39 | ,95 | 1,19 | 2,98 | 1,30 | 2,70 | 1,68 |
| | X-11-A | 2,0 σ | 2,58 | 1,18 | 1,53 | 1,42 | 1,36 | 1,45 | 1,05 | 1,13 | 1,56 | 2,06 | 1,09 | 2,09 | 1,67 |

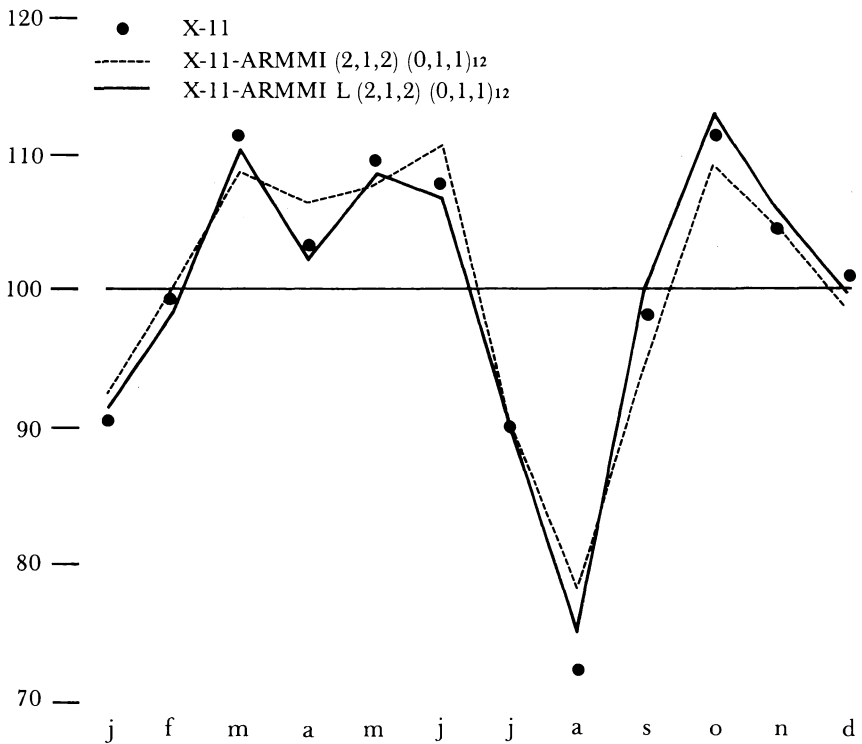
TABLEAU 3

RÉVISIONS FINALES DES COEFFICIENTS SAISONNIERS DE PRÉVISION DE LA SÉRIE X5 AJUSTÉE PAR LE MODÈLE $(2,1,2) (0,1,1)_{12}$

| | Jan. | Fév. | Mars | Avril | Mai | Juin | |
|---------------------|-------|------|-------|-------|------|------|------|
| X-11 | 2,72 | 1,52 | 3,19 | 1,43 | 1,23 | 2,59 | |
| X-11-A | 1,98 | 1,56 | 2,99 | 1,20 | 1,80 | 1,91 | |
| X-11-A $2,5 \sigma$ | 1,94 | 1,29 | 4,00 | 1,36 | 1,98 | 3,16 | |
| X-11-A $2,0 \sigma$ | 2,59 | 1,85 | 1,87 | 2,10 | 2,93 | 3,17 | |
| | Juil. | Août | Sept. | Oct. | Nov. | Déc. | Moy. |
| | 3,80 | 2,81 | 2,30 | 3,73 | 3,32 | 3,57 | 2,68 |
| | 2,67 | 2,57 | 1,76 | 2,98 | 2,79 | 3,00 | 2,37 |
| | 2,73 | 2,28 | 2,28 | 3,91 | 2,79 | 3,18 | 2,57 |
| | 4,66 | 1,92 | 2,54 | 4,96 | 2,98 | 2,60 | 2,85 |

FIGURE 5

COEFFICIENTS SAISONNIERS MENSUELS DE PRÉVISIONS (1980)
DE LA SÉRIE X5 AU SEUIL DE $\pm 2.0 \sigma$



Finalement, cinq séries furent ajustées avec un modèle complexe et cinq avec un modèle simple. Les seconds ont permis un meilleur traitement des points aberrants (séries $X3$, XR , $M2$ et $M3$). La contre-performance des premiers modèles s'explique en partie par le fait que le processus autorégressif du second ordre avec des zéros complexes provoque un comportement cyclique et la position des points aberrants dans le temps devient alors très importante.

5. CONCLUSION

On a analysé dans ce travail l'option de remplacement ARMMI des points aberrants pour des séries du commerce extérieur. Les présents résultats corroborent ceux de l'expérience Monte Carlo (Huot, 1981) où le remplacement ARMMI réduisait significativement la révision des coefficients saisonniers de prévision. Ce succès est toutefois conditionnel : le modèle ARMMI ajusté à la série doit être acceptable aux termes des directives du X-11-ARMMI et le remplacement des points aberrants doit être adéquat.

Le nombre de points aberrants ne doit pas être trop élevé sinon la vraie structure de la série risque de ne pas être identifiable d'où l'ajustement possible d'un mauvais modèle ARMMI.

Plus les points aberrants sont grands, plus leur remplacement permet de réaliser des gains importants au niveau de l'estimation des coefficients saisonniers.

L'option de remplacement ARMMI des points aberrants s'est avéré fructueuse là où les séries avaient subi un premier remplacement « à l'oeil » de leurs points aberrants les plus évidents. Elle a en effet permis d'améliorer l'estimation des coefficients saisonniers de cinq des dix séries analysées.

Guy HUOT,
Statistique Canada

RÉFÉRENCES

- BARNETT, V., « The study of Outliers : Purpose and Model », *Applied Statistics*, 3 (1978), pp. 242-250.
- BOX, G.E.P. et JENKINS, G.M. (1970), *Time Series Analysis, Forecasting and Control*, Holden Day, San Francisco.
- BOX, G.E.P. et PIERCE, D.A. (1970), *Distribution of Residual Autocorrelation in Autoregressive Integrated Moving Average Time Series Models*, JASA 65, pp. 1509-1526.

- CHAMBERS, R.L. et HEATHCOTE, C.R. (1981), « On the Estimation of Slope and the Identification of Outliers in Linear Regression », *Biometrika* 68, pp. 21-33.
- DAGUM, E.B. (1978), « Comparison and Assessment of Seasonal Adjustment Methods for Labor Force Series », *Background paper* no. 5, U.S. National Commission on employment and unemployment statistics, Superintendent of documents, U.S. Government.
- DAGUM, E.B. (1980), *La méthode de désaisonnalisation X-11-ARMMI*, no. 12-564F au catalogue, hors série, Statistique Canada, Ottawa.
- FARLEY, D. et ZELLER, S. (1976), « Comments on the Paper : A Survey and Comparative Analysis of Various Methods of Seasonal Adjustment », *Economic report ER-1 : Proceedings of the NBER/Bureau of the Census conference on seasonal analysis of economic time series*, Washington D.C.
- GENTLEMAN, J.F. et WILK, M.B. (1975), « Detecting Outliers. II. Supplementing the Direct Analysis of Residuals », *Biometrics* 31, pp. 387-410.
- HUOT, G. (1981), « The Effect of Outliers on ARIMA Models for the X-II-ARIMA », in *Time Series Analysis* (O. Anderson and R. Perryman editors) North Holland.
- KINGSLAN, P. (1980), *Third Report on the Trend Estimation Project : Seasonal Adjustment, Research and Special Studies Division*, Central Statistical Office, England (unpublished).
- KUIPER, J. (1976), « A Survey and Comparative Analysis of Various Methods of Seasonal Adjustment », *Economic Report ER-1 : Proceedings of the NBER/Bureau of the Census conference on seasonal analysis of Economic time series*, Washington D.C.
- KUIPER, J. (1981), « The Treatment of Extreme Values in the X-11-ARIMA Program », in *Time Series Analysis* (O. Anderson and R. Perryman editors) North Holland.
- LJUNG, G.M. et BOX, G.E.P. (1978), « On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models », *Biometrika* 65, pp. 297-303.
- PIERCE, D.A. (1978), *Data Revisions with Moving Average Seasonal Adjustment Procedures*, Federal Reserve Board.
- PROTHERO, D.L. et WALLIS, K.F. (1976), *Modelling Macroeconomic Time Series* (with discussion), JRSS, A 139, pp. 468-500.