Techniques d'enquête, juin 1987
Vol. 13, n° 1, pp. 71-82
Statistique Canada

Problèmes courants sur la désaisonnalisation

ESTELA BEE DAGUM[1]

RÉSUMÉ

Dans cet article, l'auteure analyse trois questions qui, depuis une dizaine d'années, intéressent vivement les spécialistes de la désaisonnalisation qui oeuvrent dans les organismes statistiques. Ces trois questions sont: (1) le choix entre facteurs saisonniers contemporains et facteurs saisonniers prévus pour la désaisonnalisation courante; (2) la définition d'un modèle de révisions optimal pour les séries désaisonnalisées au moyen de facteurs saisonniers contemporains; et (3) le lissage de données désaisonnalisées très irrégulières.

MOTS CLÉS: Facteurs saisonniers contemporains et facteurs saisonniers prévus; révisions; filtres de la tendance-cycle; lissage.

1. INTRODUCTION

Dans les dix dernières années, trois questions importantes touchant la désaisonnalisation ont retenu l'attention des responsables des organismes statistiques: (1) la désaisonnalisation de valeurs courantes; (2) la révision de données désaisonnalisées contemporaines; et (3) le lissage de séries désaisonnalisées très irrégulières.

Cet article vise principalement à analyser chacune de ces questions en fonction de la méthode de désaisonnalisation X-11-ARMMI élaborée par Dagum (1980) et appliquée par Statistique Canada et d'autres organismes statistiques à l'étranger.

Dans la section 2, nous analysons les quatre modes d'application du programme X-11-ARMMI qui vise à produire des valeurs désaisonnalisées courantes. Dans la section 3, nous allons surtout examiner les révisions des données désaisonnalisées contemporaines, qui découlent de l'application des filtres linéaires de la méthode X-11-ARMMI. Enfin, dans la section 4, nous examinons les caractéristiques des filtres de lissage (tendance-cycle) de la X-11-ARMMI.

2. DÉSAISONNALISATION DE VALEURS COURANTES

Une valeur courante peut être désaisonnalisée à l'aide d'un facteur saisonnier contemporain ou d'un facteur saisonnier prévu.

On obtient l'estimation d'un facteur saisonnier contemporain (facteur ou effet qui varie selon qu'il s'agit respectivement, par hypothèse, d'un modèle multiplicatif ou additif) en désaisonnalisant, chaque fois qu'une nouvelle observation est enregistrée, toutes les données antérieures, y compris l'observation en question. Par ailleurs, on détermine un facteur saisonnier prévu au moyen d'une série qui se termine dans l'année précédente. D'une manière générale, on projettera par exemple des facteurs saisonniers pour l'année $T + 1$ au moyen d'une série de données qui se termine en décembre de l'année précédente T.

Il existe quatre modes d'application du programme X-11-ARMMI, qui permettent de produire une valeur désaisonnalisée courante (dernière observation). Ce sont: (i) les extrapolations ARMMI avec facteurs saisonniers contemporains; (ii) les extrapolations ARMMI avec facteurs saisonniers prévus; (iii) les facteurs saisonniers contemporains sans extrapolations ARMMI; et (iv) les facteurs saisonniers prévus sans extrapolations ARMMI.

[1] Estela Bee Dagum, Division des séries chronologiques recherche et analyse, Direction de la méthodologie, Statistique Canada, 13[e] étage, Immeuble R.H. Coats, Ottawa (Ontario), Canada, K1A 0T6.

Bien que les organismes statistiques se servent des quatre modes pour obtenir des valeurs désaisonnalisées courantes, la fréquence d'application de chacun de ces modes varie selon les organismes. Par exemple, Statistique Canada utilise surtout le mode (i), puis le mode (iii) tandis que le U.S. Bureau of Labor utilise surtout le mode (ii), puis le mode (iv). Les quatre modes ne produisent pas tous la même valeur désaisonnalisée courante et ne renferment pas non plus le même degré d'erreur.

Suivant l'hypothèse d'un modèle de décomposition additif, on désaisonnalisera une valeur courante X_t par l'équation

$$\hat{X}_t^{(\ell)} = X_t - \hat{S}_t^{(\ell)}, \tag{1}$$

où $\hat{S}_t^{(\ell)}$ désigne l'estimation d'un facteur saisonnier prévu; ou

$$\hat{X}_t^{(0)} = X_t - \hat{S}_t^{(0)}, \tag{2}$$

où $\hat{S}_t^{(0)}$ désigne l'estimation d'un facteur saisonnier contemporain.

La valeur courante désaisonnalisée deviendra "finale", c'est-à-dire qu'elle ne sera plus révisée, lorsque m observations auront été ajoutées à la série. Ainsi,

$$\hat{X}_t^{(m)} = X_t - \hat{S}_t^{(m)}, \tag{3}$$

où $\hat{S}_t^{(m)}$ désigne l'estimation finale d'un facteur saisonnier.

On peut donc exprimer la révision totale d'un facteur saisonnier contemporain et d'un facteur saisonnier prévu par les formules suivantes:

$$r_t^{(0,m)} = \hat{S}_t^{(0)} - \hat{S}_t^{(m)}, \ m > 0; \tag{4}$$

$$r_t^{(\ell,m)} = \hat{S}_t^{(\ell)} - \hat{S}_t^{(m)}, \ m > 0 > \ell. \tag{5}$$

Suivant l'hypothèse d'un modèle de décomposition additif et du non-remplacement des valeurs extrêmes, $\hat{S}_t^{(m)}$, la valeur finale d'un facteur saisonnier tirée d'une série $X_{t-m}, \ldots, X_t, \ldots, X_{t+m}$, peut être défini comme étant

$$\hat{S}_t^{(m)} = \sum_{j=-m}^{m} h_{m,j} X_{t-j} = h^{(m)}(B) X_t, \tag{6}$$

où $h_{m,j} = h_{m,-j}$ sont les poids des moyennes mobiles symétriques qui doivent être appliquées à la série. Le terme $h^{(m)}(B)$ désigne le filtre linéaire correspondant qui utilise l'opérateur de retard B de telle sorte que $B^n = X_{t-n}$. Young (1968) a montré que l'étendue de ce filtre symétrique est de 145 poids pour les séries mensuelles mais que l'on peut en obtenir une bonne approximation au moyen de 85 poids parce que la valeur des poids attribués aux observations éloignées est très faible; par conséquent, $m = 42$.

Étant donné l'équation (6), nous pouvons exprimer l'estimation d'un facteur saisonnier contemporain $\hat{S}_t^{(0)}$ et l'estimation d'un facteur saisonnier prévu $\hat{S}_t^{(\ell)}$ par

$$\hat{S}_t^{(0)} = \sum_{j=-2m}^{0} h_{0,j} X_{t-j} = h^{(0)}(B) X_t, \ m = 42, \tag{7}$$

où $h^{(0)}(B)$ désigne le filtre asymétrique saisonnier *contemporain*; et

$$\hat{S}_t^{(\ell)} = \sum_{j=-2m}^{\ell} h_{\ell,j} X_{t-j} = h^{(\ell)}(B) X_t,\ m = 42, \tag{8}$$

où $h^{(\ell)}(B)$ désigne le filtre asymétrique saisonnier *prévu* et $\ell = 1,2, \ldots, 12$ pour une série mensuelle.

La révision d'une estimation d'un facteur saisonnier contemporain dépend de la distance entre le filtre contemporain et le filtre final, c'est-à-dire $d[h^{(0)}(B), h^{(m)}(B)]$, et des innovations des nouvelles observations $X_{t+1}, X_{t+2}, \ldots, X_{t+m}$.

De même, la révision d'une estimation d'un facteur saisonnier prévu dépend de $d[h^{(\ell)}(B), h^{(m)}(B)]$ et des innovations introduites par $X_{t-\ell}, \ldots, X_t, X_{t+1}, \ldots, X_{t+m}$.

Dagum (1982a et 1982b) a montré dans des études théoriques que

$$d[h^{(0)}(B), h^{(m)}(B)] < d[h^{(\ell)}(B), h^{(m)}(B)] \text{ for } \ell = 1,2, \ldots 12. \tag{9}$$

La distance entre les deux filtres est définie comme l'écart quadratique moyen entre les fonctions de réponse en fréquence complexes des filtres pour l'ensemble des fréquences saisonnières. Une définition semblable est donnée dans la section suivante (équation 17), avec la racine de l'écart quadratique moyen.

L'inéquation (9) est vraie peu importe que l'on utilise des extrapolations ARMMI ou non. En outre, les deux études précitées ont montré que

$$\begin{aligned} &d[h^{(0)}(B), h^{(m)}(B)] \quad \text{avec extrapolations ARMMI} \\ &< d[h^{(0)}(B), h^{(m)}(B)] \quad \text{sans extrapolations ARMMI,} \end{aligned} \tag{10}$$

de même,

$$\begin{aligned} &d[h^{(\ell)}(B), h^{(m)}(B)] \quad \text{avec extrapolations ARMMI} \\ &< d[h^{(\ell)}(B), h^{(m)}(B)] \quad \text{sans extrapolations ARMMI,} \end{aligned} \tag{11}$$

$$\text{pour } \ell = 1,2, \ldots, 12.$$

Plusieurs études (Dagum (1978), Bayer et Wilcox (1981), Kenney et Durbin (1982), McKenzie (1984), Dagum et Morry (1984), Pierce (1980) et Pierce et McKenzie (1985)) ont montré que

$$r^{(0,m)} < r^{(\ell,m)}. \tag{12}$$

Mais dans quelques cas,

$$r^{(0,m)} > r^{(\ell,m)}. \tag{13}$$

L'inéquation (13) se vérifie lorsque les observations courantes de la dernière année sont fortement modifiées parce que X_t reçoit le poids le plus élevé dans les estimations de $\hat{S}_t^{(0)}$.

Du point de vue de la révision totale des estimations de facteurs saisonniers, nous pouvons classer les quatre modes de désaisonnalisation en nous fondant sur les résultats des études empiriques mentionnées ci-dessus: le mode (i) (facteurs saisonniers contemporains avec extrapolations ARMMI) produit la révision totale la plus faible; le mode (iii) (facteurs saisonniers contemporains sans extrapolations ARMMI) vient au second rang; le mode (ii) (facteurs saisonniers prévus avec extrapolations ARMMI) vient au troisième rang, suivi du mode (iv) (facteurs saisonniers prévus sans extrapolations ARMMI).

3. RÉVISION DES DONNÉES DÉSAISONNALISÉES CONTEMPORAINES

Statistique Canada a utilisé la désaisonnalisation contemporaine pour la première fois en 1975 dans le cadre de l'Enquête sur la population active. Progressivement, les organismes statistiques d'autres pays ont suivi l'exemple de Statistique Canada et ont adopté cette méthode. L'utilisation de facteurs saisonniers contemporains dans la désaisonnalisation courante nous amène à nous demander à quel rythme faut-il réviser les séries. Kenny et Durbin (1982) ont proposé d'effectuer les révisions après un mois et, par la suite, à chaque année civile. Dagum (1982c) a appuyé ces conclusions et a proposé en plus une révision additionnelle après six mois si la méthode de désaisonnalisation utilisée est la X-11-ARMMI sans extrapolations ARMMI.

Pour deux points quelconques au temps $t + k$, $t + \ell$ $(k < \ell)$, les révisions des estimations de facteurs saisonniers et, partant, des valeurs désaisonnalisées sont définies par

$$r_t^{(\ell,k)} = \hat{X}_t^{(\ell)} - \hat{X}_t^{(k)}, \; k < \ell. \tag{14}$$

Ces révisions rendent compte: (1) des innovations introduites par les nouvelles observations $X_{t+k+1}, X_{t+k+2}, \ldots, X_{t+k+\ell}$; et (2) des différences entre les deux filtres de désaisonnalisation asymétriques $Y^{(\ell)}(B)$ et $Y^{(k)}(B)$. Si on pose $k = 0$ et qu'on fait varier ℓ de 1 à m, l'équation (14) produit une série de révisions apportées aux valeurs désaisonnalisées contemporaines pour des périodes ou des décalages différents. La *révision totale* de l'estimation du facteur saisonnier contemporain est donnée pour $\ell = m$. Si on pose $\ell = k + 1$ et qu'on fait varier k de 0 à $m - 1$, on obtient par l'équation (14) la série de *révisions apportées par période* à chaque valeur désaisonnalisée estimée et si l'on débute notamment à $k = 0$, on obtient les $m - 1$ révisions consécutives apportées par période à chaque valeur désaisonnalisée estimée avant qu'elle ne devienne finale. Si on pose $\ell = k + 12$ et qu'on fait varier k de 0 à $m - 12$, on obtient par l'équation (14) la série de révisions annuelles.

Les révisions qui nous intéressent en l'occurrence sont celles causées par les différences entre les filtres, et il est possible d'analyser ces différences en examinant les fonctions de réponses en fréquence complexes des filtres correspondants. Comme dans l'équation (6), nous pouvons estimer les valeurs désaisonnalisées pour les années récentes au moyen du programme X-11-ARMMI (avec ou sans extrapolations ARMMI) par

$$\hat{X}_t^{(n)} = \sum_{j=n}^{m} Y_{n,j} X_{t-j} = Y^{(n)}(B) X_t. \tag{15}$$

L'équation (15) représente un système linéaire où $\hat{X}_t^{(n)}(n)$ est le produit de convolution de la série initiale X_t et d'une série de poids $Y_{n,j}$ appelée la *fonction de réponse à une impulsion* du filtre. On peut étudier les propriétés de cette réponse à l'aide de sa transformée de Fourier que l'on appelle la *fonction de réponse en fréquence complexe* et qui est définie par

$$\Gamma^{(n)}(\omega) = \sum_{j=-n}^{m} Y_{n,j} e^{-2\pi\omega j}, \; -½ \leq \omega \leq ½, \tag{16}$$

où ω est la fréquence exprimée en cycles par unité de temps. $\Gamma^{(n)}(\omega)$ décrit entièrement les effets du filtre linéaire sur la série initiale donnée. Dagum (1987) a calculé les révisions mensuelles et annuelles apportées par les filtres contemporains du X-11-ARMMI (avec ou sans extrapolations ARMMI), en se fondant sur la distance mathématique entre les diverses fonctions de réponse en fréquence complexes des filtres. Ces calculs nous permettent de constater une diminution rapide de l'importance des révisions mensuelles pour $\ell = 1, 2$, et 3, puis une diminution lente jusqu'à $\ell = 11$. On observe ensuite une forte augmentation à $\ell = 12$, puis une diminution à $\ell = 13$ et de nouveau une forte augmentation à $\ell = 24$, celle-ci suivie d'une diminution à $\ell = 25$. Dagum (1987) a montré que ces révisions mensuelles suivent la même tendance, qu'on utilise ou non les extrapolations ARMMI.

La forte diminution observée dans les trois premières révisions consécutives s'explique par l'amélioration des poids des filtres de Henderson (tendance-cycle). Le changement de tendance observé consécutivement à $\ell = 12$ et à $\ell = 13$ est dû aux améliorations apportées au filtre saisonnier qui perd de son asymétrie d'une année à l'autre jusqu'à ce que trois années complètes s'ajoutent à la série. On observe les corrections les plus prononcées à $\ell = 1$ et à $\ell = 12$. *Étant donné la non-monotonie des révisions mensuelles, il n'est pas recommandé de réviser les estimations de facteurs saisonniers contemporains à chaque fois qu'une nouvelle observation s'ajoute à la série.*

Pour la révision des séries désaisonnalisées contemporaines, les organismes statistiques procèdent souvent de la façon suivante: ils maintiennent fixe l'estimation du facteur saisonnier contemporain depuis le moment où elle est établie jusqu'à la fin de l'année et révisent ensuite annuellement l'année courante et les années antérieures. Ainsi, les révisions de première année attribuables aux différences entre les filtres sont données par $R^{(0,0)}$, $R^{(1,0)}$, ..., $R^{(11,0)}$, les révisions de seconde année par $R^{(12,0)}$, $R^{(13,1)}$, ..., $R^{(23,11)}$, les révisions de troisième année par $R^{(24,12)}$, $R^{(25,13)}$ et ainsi de suite, où $R^{(\ell,k)}$ est définie par

$$R^{(\ell,k)} = [2\int_0^{1/2} \| \Gamma^{(\ell)}(\omega) - \Gamma^{(k)}(\omega) \|^2 \, d\omega]^{1/2}, \tag{17}$$

$$\ell = 1, 2, \ldots, n, k = 0, 1, 2, \ldots, n - 12,$$

et $n = 42$ pour les filtres du X-11-ARMMI.

Le tableau 1 montre les révisions de première, de seconde et de troisième année apportées par le filtre contemporain du X-11-ARMMI (avec et sans extrapolations ARMMI), les extrapolations étant tirées d'un modèle ARMMI donné et de deux séries de paramètres (d'autres cas sont exposés dans Dagum (1987)). Le modèle ARMMI choisi est le modèle (0,1,1) $(0,1,1)_{12}$, c'est-à-dire $(1 - B)(1 - B^{12}) X_t = (1 - \theta B)(1 - \Theta B^{12})a_t$ où X_t désigne la série initiale, B est l'opérateur de retard de sorte que $B^n X_t = X_{t-n}$, a_t est un élément purement aléatoire qui représente les résidus, et θ et Θ désignent respectivement les paramètres non saisonnier et saisonnier.

Comme les plus fortes révisions par période se produisent à $\ell = 1$ et $\ell = 12$, on obtiendrait un meilleur modèle de révision en intégrant des révisions mensuelles et annuelles. Ainsi, (1) en soumettant les données de chaque mois (de janvier à novembre par exemple) à une désaisonnalisation contemporaine puis en révisant ces données une seule fois, au moment où les données du mois suivant sont connues, et (2) en appliquant une désaisonnalisation contemporaine aux données de décembre dès qu'elles sont connues, puis en révisant les données de la première année et des années antérieures lorsque les données de janvier sont connues, nous devrions accroître la fiabilité du filtre appliqué dans l'année courante tout en conservant son homogénéité pour les comparaisons d'un mois à l'autre.

Les révisions de première année apportées par le filtre ayant fait l'objet d'une première révision mensuelle seraient donc $R^{(1,1)}$, $R^{(2,1)}$, ..., $R^{(11,1)}$. La valeur de ces révisions figure dans le tableau 2 et, malgré une tendance très comparable à celle observée dans le tableau 1 (filtre appliqué aux facteurs saisonniers contemporains), *les révisions du tableau 2 sont beaucoup moins marquées s'il n'y a pas d'extrapolation*. Par ailleurs, *l'amélioration est moins notable lorsqu'on utilise des extrapolations ARMMI*. On n'a constaté aucune différence majeure dans le cas des révisions de seconde et de troisième année.

3.1 Estimation des variations liées aux jours ouvrables et modèles ARMMI dans le contexte de la désaisonnalisation contemporaine

Outre le choix du modèle de révision à appliquer, la désaisonnalisation contemporaine pose deux autres problèmes qui ont trait aux modèles ARMMI et aux variations liées aux jours ouvrables.

Tableau 1
Révisions de première, seconde et troisième année apportées par le filtre contemporain du X-11-ARMMI

Révisions $R^{(\ell,k)}$	Sans extrapolations ARMMI	Avec extrapolations ARMMI tirées d'un modèle $(0,1,1)\ (0,1,1)_{12}$	
		$\theta = .40 \quad \Theta = .80$	$\theta = .80 \quad \Theta = .80$
$R^{(1,0)}$	.12	.12	.06
$R^{(2,0)}$	.13	.13	.08
$R^{(3,0)}$	.13	.13	.08
$R^{(4,0)}$	.13	.13	.09
$R^{(5,0)}$	.15	.13	.09
$R^{(6,0)}$	.17	.13	.09
$R^{(7,0)}$	.16	.13	.09
$R^{(8,0)}$	.16	.13	.09
$R^{(9,0)}$	.16	.13	.09
$R^{(10,0)}$	.16	.14	.09
$R^{(11,0)}$	.16	.14	.09
$R^{(12,0)}$	.29	.28	.26
$R^{(13,1)}$	.27	.27	.26
$R^{(14,2)}$	.27	.27	.26
.	.	.	.
.	.	.	.
.	.	.	.
$R^{(23,11)}$	.27	.26	.26
$R^{(24,12)}$	.20	.16	.16
$R^{(24,13)}$	.18	.17	.16
$R^{(36,24)}$	.16	.17	.16
.	.	.	.
.	.	.	.
.	.	.	.

Tableau 2
Révisions de première année apportées par le filtre de désaisonnalisation ayant fait l'objet d'une première révision mensuelle

Révisions $R^{(\ell,1)}$	Sans extrapolations ARMMI	Avec extrapolations ARMMI tirées d'un modèle $(0,1,1)\ (0,1,1)_{12}$	
		$\theta = .40 \quad \Theta = .80$	$\theta = .80 \quad \Theta = .80$
$R^{(2,1)}$	.07	.10	.06
$R^{(3,1)}$	.07	.10	.06
$R^{(4,1)}$	.07	.10	.07
$R^{(5,1)}$	.08	.10	.08
$R^{(6,1)}$	.10	.11	.08
$R^{(7,1)}$	.11	.11	.08
$R^{(8,1)}$	.11	.11	.08
$R^{(9,1)}$	.11	.11	.08
$R^{(10,1)}$	.12	.11	.08
$R^{(11,1)}$	.12	.12	.08

Les séries de flux, c'est-à-dire qui découlent de l'accumulation de données quotidiennes dans les mois civils, sont soumises à un effet systématique attribuable aux variations liées aux jours ouvrables. Ce genre de variations sont imputables principalement au fait que l'activité commerciale fluctue selon les jours de la semaine. Les pratiques comptables et les méthodes de présentation des états financiers peuvent aussi expliquer ce genre de variations. Par exemple, les magasins où la comptabilisation des opérations se fait le vendredi ont tendance à déclarer un chiffre de ventes plus élevé dans les mois qui comptent cinq vendredis que dans ceux qui en comptent quatre. Dans le programme X-11-ARMMI, on estime l'effet des variations liées aux jours ouvrables en appliquant la méthode des moindres carrés ordinaires à un modèle de régression simple déterministe; par conséquent, les poids estimés pour chaque jour varient chaque fois qu'une nouvelle observation s'ajoute à la série. Comme les techniques de régression sont très sensibles aux valeurs aberrantes, ces variations de poids sont parfois inutilement élevées.

Lorsque les séries sont soumises à une désaisonnalisation contemporaine, les estimations des variations liées aux jours ouvrables varient constamment. Pour éviter des révisions inutiles, Statistique Canada utilise habituellement les poids calculés par le programme à la fin de l'année civile précédente ou ceux fournis par les utilisateurs comme facteurs de pondération préalable pour l'année courante. Par la suite, ces poids sont révisés annuellement.

L'effet des variations liées aux jours ouvrables doit être supprimé d'une série avant l'application d'un modèle ARMMI, car ce genre de modèle n'est pas conçu pour tenir compte des variations liées aux jours ouvrables. En d'autres mots, si l'on applique le programme X-11-ARMMI avec extrapolations ARMMI à une série qui est soumise à des variations liées aux jours ouvrables, on estime *a priori* ces variations et, si elles sont appréciables, on les extrait de la série initiale avant l'application du modèle ARMMI.

Un autre problème que soulève la désaisonnalisation contemporaine a trait au nombre de fois que des modèles ARMMI devraient être définis. En règle générale, Statistique Canada utilise l'option automatisée ARMMI une fois par année; si le modèle est accepté, il est maintenu fixe toute une année. Seuls les paramètres varient lorsque des observations s'ajoutent. Pour maintenir fixe le modèle, il convient d'appliquer l'option du modèle fourni par l'utilisateur. En maintenant le modèle ARMMI fixe, on évite les révisions inutiles qui peuvent découler de changements de modèle attribuables uniquement à l'existence de valeurs aberrantes.

4. LISSAGE DE SÉRIES DÉSAISONNALISÉES VOLATILES

Un des principaux objectifs de la désaisonnalisation des séries chronologiques économiques est de produire de l'information sur la conjoncture économique actuelle et, plus particulièrement, de déterminer la phase du cycle dans laquelle se trouve l'économie. Comme la désaisonnalisation consiste à éliminer les variations saisonnières, laissant par le fait même les variations de la tendance-cycle et les variations irrégulières, il est souvent difficile de déterminer la tendance à court terme ou les points de retournement cycliques des séries qui sont très irrégulières. Dans ce cas, il peut être préférable de lisser les séries désaisonnalisées au moyen d'estimateurs de la tendance-cycle, qui éliminent le plus possible la composante irrégulière sans toucher à la composante cyclique.

L'utilisation de valeurs de la tendance-cycle a été analysée par plusieurs auteurs, dont récemment Moore et coll. (1981), Kenny et Durbin (1982), Maravall (1986) et Dagum et Laniel (1987). Bien que cette pratique soit encore peu répandue, certains organismes statistiques tels que Statistique Canada et l'Australian Bureau of Statistics lissent certaines de leurs séries désaisonnalisées, notamment celles qui sont fortement touchées par les irrégulières.

Young (1968) a calculé, pour la variante X-11 de la Census Method II, les filtres linéaires combinés qui sont appliqués à la série initiale pour produire une estimation centrale (symétrique) de la tendance-cycle. Ces filtres sont semblables à celui du X-11-ARMMI avec ou sans extrapolations ARMMI. Dagum et Laniel (1987) ont poussé plus loin les travaux de Young (1968) en calculant l'estimation des filtres asymétriques de la tendance-cycle du X-11-ARMMI avec ou sans extrapolations ARMMI.

La figure 1 montre la fonction de gain des filtres de désaisonnalisation centraux (symétriques) et celle des filtres des données désaisonnalisées lissées (tendance-cycle). Il est clair que les filtres de la tendance-cycle suppriment tout bruit présent dans la série, le bruit étant défini comme la puissance présente dans toutes les fréquences $\omega \leq .166$. Cette dernière fréquence correspond à la première harmonique de la fréquence saisonnière fondamentale d'une série mensuelle. Cette structure découle de la convolution des filtres de désaisonnalisation avec le filtre de Henderson de 13 termes (tendance-cycle).

La figure 2a montre la fonction de gain des filtres appliqués aux facteurs saisonniers contemporains et des filtres de la tendance-cycle ayant fait l'objet d'une première révision mensuelle selon le X-11-ARMMI *sans* extrapolations ARMMI. La figure 2b montre les déphasages correspondants exprimés en mois plutôt qu'en radians. Nous constatons que le gain pour tout $\omega \leq .166$ est beaucoup plus grand dans le cas de ces deux filtres asymétriques que dans le cas du filtre central. Nous observons, en outre, de fortes amplifications pour les fréquences qui sont près de la fréquence saisonnière fondamentale. Toutes ces observations signifient que les valeurs désaisonnalisées contemporaines et les valeurs désaisonnalisées lissées ayant fait l'objet d'une première révision renfermeront plus de bruit que les estimations finales. Par ailleurs, on note que les déphasages sont très peu prononcés, soit moins d'un mois pour les fréquences cycliques les plus importantes, $0 < \omega < .055$ (c.-à-d., cycles d'une périodicité égale ou supérieure à 18 mois).

Les figures 3a et 3b montrent le gain et le déphasage des filtres appliqués aux facteurs saisonniers contemporains et des filtres de la tendance-cycle ayant fait l'objet d'une première révision mensuelle selon la méthode X-11-ARMMI avec extrapolations ARMMI. Les extrapolations sont tirées d'un modèle MMI $(0,1,1)(0,1,1)_{12}$ avec $\theta = .40$ et $\Theta = .60$. Les fonctions de gain de la figure 3a s'apparentent plus à la fonction de gain du filtre symétrique (central) que celles observées pour la méthode X-11-ARMMI sans les extrapolations ARMMI. Il n'y a aucune amplification autour de la fréquence saisonnière fondamentale mais on constate, comme dans le premier cas, une diminution de puissance aux fréquences élevées. En revanche, le déphasage est plus prononcé (près d'un mois) aux fréquences basses et moins prononcé à toutes les fréquences élevées.

Dagum et Laniel (1987) ont étudié l'évolution chronologique des révisions apportées par les filtres de la tendance-cycle et l'ont comparée à celle des révisions apportées par les filtres de désaisonnalisation. Les résultats de leur analyse, qui sont résumés dans le tableau 3, montrent que les révisions totales apportées par les filtres asymétriques de la tendance-cycle tendent vers zero beaucoup plus rapidement que celles apportées par les filtres de désaisonnalisation correspondants. De fait, la révision totale apportée par le filtre de la tendance-cycle trois mois après l'application du filtre contemporain n'est que de 0.1, alors que le filtre de désaisonnalisation ne produit pas de valeur comparable avant que 24 mois n'aient été ajoutés à la série. Sauf en ce qui concerne les premières révisions totales (filtre appliqué aux facteurs saisonniers courants), les révisions apportées par les filtres de la tendance-cycle sont inférieures à celles apportées par les filtres de désaisonnalisation correspondants. En outre, les premières tendent vers zero beaucoup plus rapidement que les secondes.

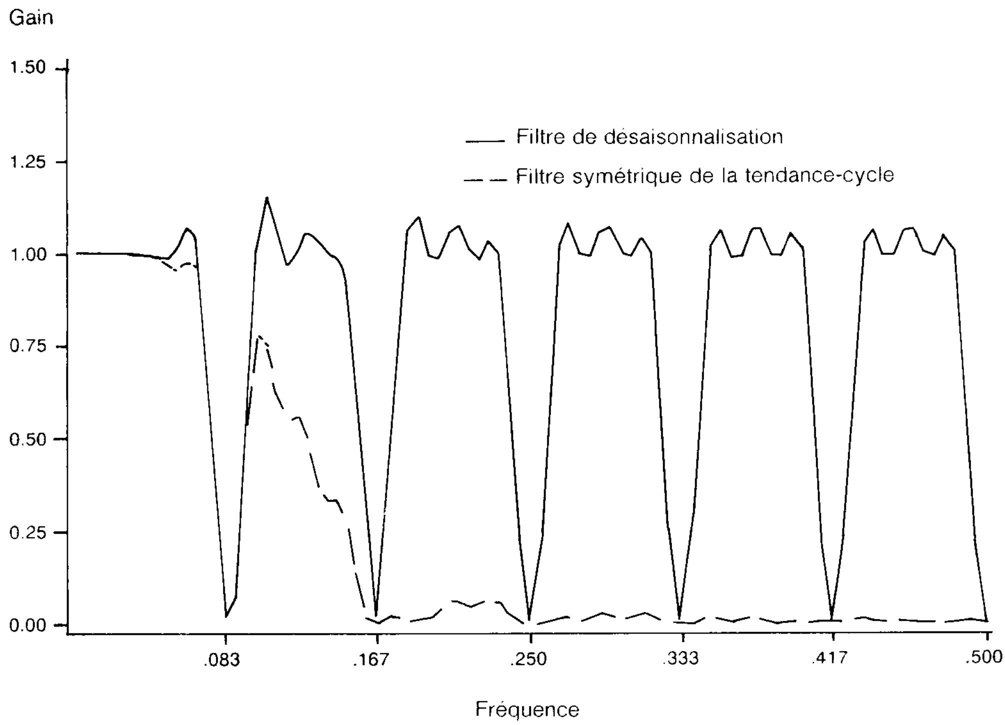

Figure 1. Fonctions de gain du filtre symétrique de la tendance-cycle et du filtre du désaisonnalisation du X-11-ARMMI.

Tableau 3

Évolution chronologique des révisions totales apportées par les filtres de la tendance-cycle et les filtres asymétriques de désaisonnalisation selon la méthode X-11-ARMMI

Révisions $R^{(\ell,k)*}$	Sans extrapolations		Avec extrapolations tirées d'un modèle (0,1,1) $(0,1,1)_{12}$ $\theta = .40 \quad \Theta = .60$	
	Filtres de la tendance-cycle	Filtres de désaisonnalisation	Filtres de la tendance-cycle	Filtres de désaisonnalisation
$R^{(48,0)}$	.45	.36	.41	.32
$R^{(48,1)}$	.27	.33	.26	.32
$R^{(48,2)}$	.15	.32	.15	.32
$R^{(48,3)}$	.11	.32	.11	.31
$R^{(48,4)}$	.12	.32	.11	.31
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
$R^{(48,12)}$	.10	.23	.09	.20
$R^{(48,24)}$	.07	.13	.05	.10
$R^{(48,36)}$	.03	.05	.02	.04
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
$R^{(48,47)}$	.01	.01	.01	.01

* $\ell = 48$ pour le filtre de la tendance-cycle "final" et $\ell = 42$ pour le filtre de désaisonnalisation final. Toutefois, les valeurs des révisions apportées par les filtres de désaisonnalisation sont calculées aussi pour $\ell = 48$ puisqu'àprès $\ell = 42$, ces valeurs sont finales et, de ce fait, ne varient pas.

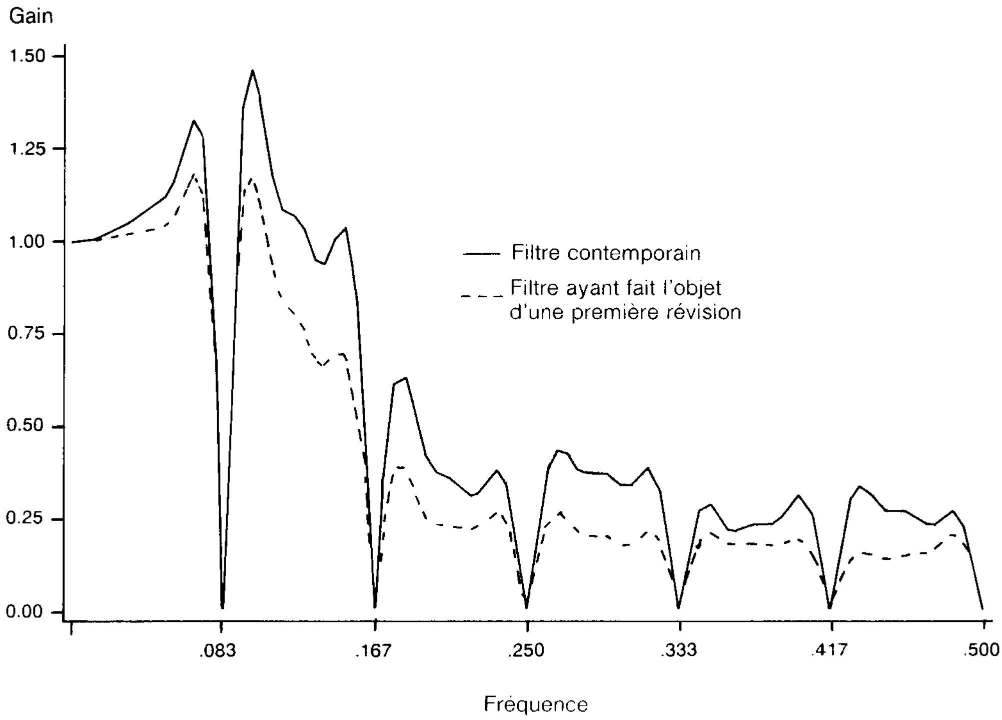

Figure 2a. Fonctions de gain du filtre contemporain et du filtre ayant fait l'objet d'une première révision du X-11-ARMMI sans extrapolations ARMMI.

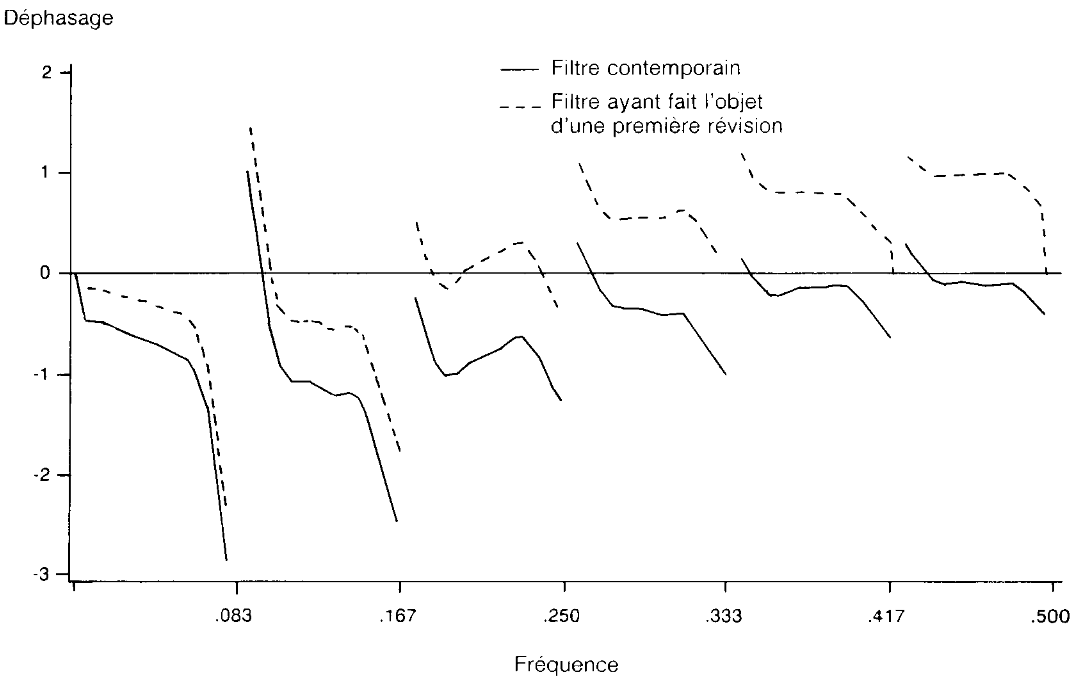

Figure 2b. Fonctions de déphasage du filtre contemporain et du filtre ayant fait l'objet d'une première révision du X-11-ARMMI sans extrapolations ARMMI.

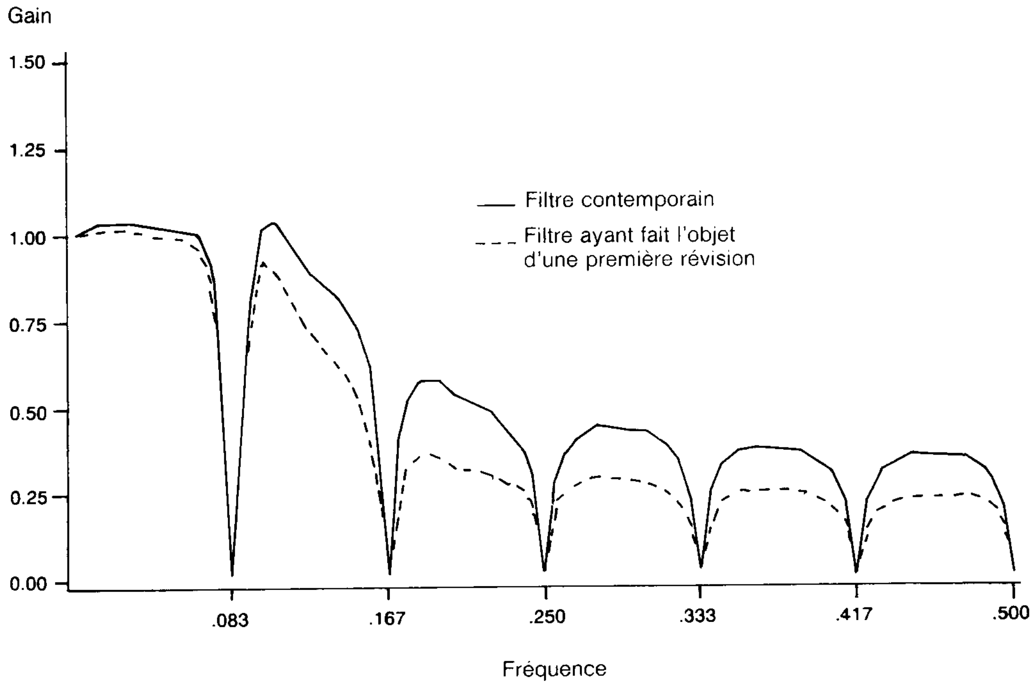

Figure 3a. Fonctions de gain du filtre contemporain et du filtre ayant fait l'objet d'une première révision du X-11-ARMMI avec extrapolations ARMMI (θ = .40, Θ = .60).

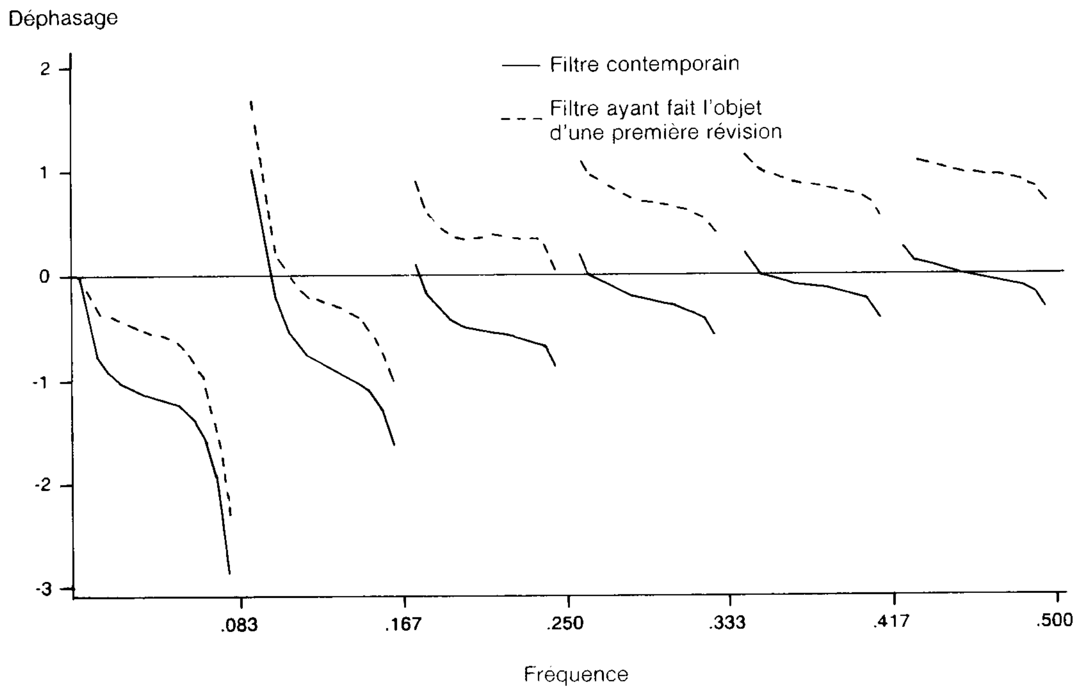

Figure 3b. Fonctions de déphasage du filtre contemporain et du filtre ayant fait l'objet d'une première révision du X-11-ARMMI avec extrapolations ARMMI (θ = .40, Θ = .60).

BIBLIOGRAPHIE

BAYER, A., et WILCOX, D. (1981). An evaluation of concurrent seasonal adjustment. Document technique, Board of Governors of the Federal Reserve System.

DAGUM, E.B. (1978). *Comparison and Assessment of Seasonal Adjustment Methods for Labour Force Series.* Stock No. 052-003-00603-1, U.S. Government Printing Office.

DAGUM, E.B. (1980). *La méthode de désaisonnalisation X-11-ARMMI.* N° 12-564F au répertoire, Statistique Canada.

DAGUM, E.B. (1982a). Revisions of time varying seasonal filters. *Journal of Forecasting*, 1, 173-187.

DAGUM, E.B. (1982b). The effects of asymmetric filters on seasonal factor revisions. *Journal of the American Statistical Association*, 77, 732-738.

DAGUM, E.B. (1982c). Revisions of seasonally adjusted data due to filter changes. *Proceedings of the Business and Economic Statistics Section, American Statistical Association*, 39-45.

DAGUM, E.B., et MORRY, M. (1984). Basic issues on the seasonal adjustment of the Canadian Consumer Price Index. *Journal of Business and Economic Statistics*, 2, 250-259.

DAGUM, E.B. (1987). Monthly versus annual revisions of concurrent seasonally adjusted series. Dans *Time Series and Econometric Modelling*, (éds. I.B. MacNeill et G.J. Umphrey), New York: D. Reidel, 131-196.

DAGUM E.B., et LANIEL, N. (1987). Revisions of trend-cycle estimators of moving average seasonal adjustment method. *Journal of Business and Economic Statistics*, (en voie de rédaction).

KENNY, P., et DURBIN, J. (1982). Local trend estimation and seasonal adjustment of economic time series. *Journal of the Royal Statistical Society,* Sér. A, 145, 1-41.

MARAVALL, A. (1986). An application of model-based estimation of unobserved components. *International Journal of Forecasting*, 2, 305-318.

MOORE, G.H., BOX, G.E.P., KAITZ, H.B., STEPHENSON, J.A., et ZELLNER, A. (1981). Seasonal adjustment of the monetary aggregates. Dans *Report of the Committee of Experts on Seasonal Adjustment Techniques*, Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System.

McKENZIE, S. (1984). Concurrent seasonal adjustment with Census X-11. *Journal of Business and Economic Statistics*, 2, 235-249.

PIERCE, D.A. (1980). Data revisions with moving average seasonal adjustment procedures. *Journal of Econometrics*, 14, 95-114.

PIERCE, D., et McKENZIE, S. (1985). On concurrent seasonal adjustment. Special Studies Paper 164, Federal Reserve Board.