

DÉVELOPPEMENTS EN SÉRIES CHRONOLOGIQUES À STATISTIQUE CANADA

Estela Bee DAGUM, Guy HUOT et Benoît QUENNEVILLE

Introduction

Statistique Canada est reconnue pour ses contributions scientifiques en séries chronologiques, en particulier pour le développement de la méthode d'ajustement saisonnier X-11-ARMMI (Dagum, 1980). Ces recherches, effectuées pour la plupart par la Division des séries chronologiques - recherche et analyse, sont le fruit du travail conjoint de l'utilisateur qui définit ses besoins et du chercheur qui contribue à la solution.

Le but de cette communication est de présenter le mandat de la Division des séries chronologiques - recherche et analyse, ses objectifs et ses réalisations. Puisque ces dernières s'étendent sur une vingtaine d'années, il nous a semblé opportun de tout d'abord rappeler très brièvement la genèse de la division et du X-11-ARMMI. Nous passons ensuite à la description de nos pratiques actuelles de désaisonnalisation, de correction des données préliminaires, d'étalonnage et d'interpolation des séries, de calendrialisation des données, de raccordement des segments d'une même série, et de ratissage. Nous soulignons ensuite nos plus récents développements qui sont : l'estimation de la composante de rotation des jours ouvrables à l'aide d'un modèle de régression avec coefficients aléatoires, et de nouveaux tests F pour la présence de mouvements saisonniers stable et mobile. Des projets en cours portent sur l'étude de nouveaux filtres d'estimation de la tendance-cycle, l'estimation de la variance des séries désaisonnalisées, et les modèles FARMA pour la prévision de séries caractérisées par une mémoire longue. Nous conclurons en abordant les perspectives d'avenir et plus particulièrement la production d'un progiciel généralisé d'analyse qui regroupera tous les développements de la division afin de mieux satisfaire aux besoins des utilisateurs de données produites par les agences statistiques.

La Division des séries chronologiques : d'hier à demain

La Division des séries chronologiques a pour mandat :

- de développer et de mettre en œuvre un programme de recherche appliquée afin d'améliorer les méthodes existantes ou en produire de nouvelles relativement à la désaisonnalisation ainsi qu'au traitement et à l'analyse des séries chronologiques ;
- de conseiller les divisions productrices de données à Statistique Canada sur l'application des méthodes de traitement et d'analyse des séries chronologiques, ainsi que de contrôler la qualité des données désaisonnalisées publiées par Statistique Canada ;
- d'offrir un service de consultation professionnelle à l'extérieur de Statistique Canada.

À partir de ce mandat, la Division des séries chronologiques s'est fixée trois grands objectifs de recherche : accroître la précision des données désaisonnalisées ; établir et mettre en œuvre des standards en matière de désaisonnalisation, de traitement et d'analyse des séries chronologiques, et (3) produire des informations utiles ; offrir un service de consultation aux clients de la division.

Au début des années soixante-dix, la recherche et le développement furent axés sur le premier objectif. En effet, Dagum (1975) sut mettre à contribution les modèles ARMMI en les intégrant à la variante X-11 du programme *Census Method II* (Shiskin, Young et Musgrave, 1967). Il était de pratique courante que le X-11 soit appliqué une fois par année aux séries lorsque l'observation de décembre devenait disponible, et que les facteurs saisonniers à appliquer aux observations de l'année à venir soient alors prévus. Dagum a cependant clairement démontré que la précision des données désaisonnalisées augmentait de façon significative, non seulement lorsque la série désaisonnalisée avait d'abord été extrapolée à l'aide d'un modèle ARMMI, mais aussi lorsque la série était redésaisonnalisée chaque fois qu'une nouvelle observation devenait disponible. Ces innovations entraînèrent à elles seules les changements les plus importants dans la procédure de désaisonnalisation.

Bien que la méthode X-11-ARMMI (Dagum, 1978) ait été officiellement adoptée par Statistique Canada en janvier 1975, c'est en février 1980 que la première version officielle du programme X-11-ARMMI/80 pour ordinateur principal devenait disponible. La fin des années soixante-dix et le début de la décennie suivante furent donc caractérisés par la mise en marché du X-11-ARMMI, et l'établissement et surtout la

mise en œuvre de nouveaux standards en matière de désaisonnalisation. Cette transition fut d'autant plus rapide que le U.S. Bureau of Labor Statistics en 1979, puis le Bureau of Economic Analysis, le Federal Reserve Board et le U.S. Bureau of the Census en 1980 furent les premiers organismes statistiques étrangers à adopter la méthode X-11-ARMMI. Fin 1982, des agences statistiques, des banques centrales, des universités et de grandes firmes réparties dans environ 35 pays utilisaient déjà le programme X-11-ARMMI/80.

La Division des séries chronologiques a rempli, dans les années quatre-vingt, le mandat qui lui a été confié dans un contexte où la conjoncture et les tendances socio-économiques ont constamment évolué. Prenons par exemple la récession de 1981-1982 ou encore des changements institutionnels tels que l'ouverture des commerces le dimanche. Ajoutons que les utilisateurs ont exigé de plus en plus de renseignements sur un nombre croissant de sujets existants et de nouveaux sujets tel l'environnement, à un niveau de désagrégation toujours plus élevé tant par secteur économique que par région, et ce dans des délais courts. En résumé, la plupart des variables que Statistique Canada devait mesurer sont devenues plus instables.

Pour résoudre ces problèmes, un travail considérable de recherche a été entrepris. Il en est résulté une nouvelle version du programme. Le X-11-ARMMI/88 est cette fois disponible en version pour ordinateur principal et pour micro-ordinateur. Sa distribution s'étend présentement à une quarantaine de pays.

Afin de produire des informations utiles, cette recherche est allée plus loin que les fonctions ARMMI et X-11. La Division des séries chronologiques a également dû s'insérer dans la chaîne de production des données d'enquêtes périodiques afin d'harmoniser les données finales avec les objectifs de l'enquête. C'est ainsi que d'autres méthodes et d'autres logiciels ont été développés :

- la correction des données préliminaires ;
- l'étalonnage et l'interpolation des séries ;
- la calendrialisation des données ;
- le raccordement des segments d'une même série ;
- le ratissage.

Voici d'autres développements récemment complétés ou présentement en cours :

- l'estimation de la composante de rotation des jours ouvrables à l'aide d'un modèle de régression avec coefficients aléatoires ;

- de nouveaux tests F de présence de mouvements saisonniers stable et mobile ;
- l'estimation de la variance des séries désaisonnalisées ;
- de nouveaux filtres d'estimation de la tendance cycle ;
- l'utilisation des modèles FARMA.

Dans un proche avenir, la Division des séries chronologiques désire regrouper tous ces développements en un progiciel généralisé d'analyse qui permettra de mieux satisfaire aux besoins spécifiques des utilisateurs de données produites par les agences statistiques.

Historique de la méthode X-11-ARMMI/88

Le X-11-ARMMI/88 est le fruit d'une longue suite d'innovations et de perfectionnements apportés à la variante X-11 du programme *Census Method II*.

La variante X-11, dont la seule fonction à l'origine était la désaisonnalisation des séries chronologiques, présentait de graves lacunes. En effet, lorsqu'on recalculait les facteurs saisonniers d'une série après avoir ajouté les données courantes, on observait fréquemment de fortes variations, même dans le cas d'observations datant de trois à quatre ans. Cela n'était pas acceptable, car, il ne devenait possible de considérer les facteurs saisonniers comme finals qu'après avoir ajouté plusieurs années de données à la série. En ajoutant à la série d'origine une ou deux années de données extrapolées à l'aide d'un modèle ARMMI pour ensuite désaisonnaliser cette série au moyen du X-11, il en est résulté une réduction très nette de l'ampleur des révisions apportées aux facteurs saisonniers courants et prévus.

De plus, Statistique Canada désaisonnalisait chaque mois des milliers de séries chronologiques. Plusieurs étaient, par exemple, des indicateurs macroéconomiques résultant de l'agrégation de séries chronologiques uniquement disponibles à un niveau microéconomique, par région, par industrie, par bien, ainsi de suite. La pratique toujours en vigueur consistait, soit à désaisonnaliser l'agrégat, soit à désaisonnaliser les séries composantes puis à agréger. Il fallait d'une part traiter une grande masse de séries et d'autre part choisir la meilleure des deux approches. Il était devenu urgent de simplifier la procédure de traitement de ces agrégats.

La première version automatisée du programme, le X-11-ARMMI/80 mis en marché en février 1980, comprenait trois fonctions distinctes :

- l'extrapolation d'une série à l'aide d'un modèle ARMMI ;

- la désaisonnalisation de cette série ;
- une procédure automatique d'agrégation ;

Le X-11-ARMMI/80, qui apportait une solution aux problèmes de révision et d'agrégation, comprenait d'autres innovations et simplifications. Relativement nouvelle, la modélisation ARMMI était l'apanage des experts. Cependant, l'expérimentation avait montré qu'un grand nombre de séries étaient ajustées et extrapolées de façon satisfaisante par un petit nombre de modèles ARMMI (Lothian et Morry, 1978). C'est pourquoi le X-11-ARMMI/80 put automatiquement choisir, parmi un ensemble de trois modèles ARMMI, celui qui ferait l'extrapolation selon certains critères d'acceptation (Dagum, 1981). L'utilisateur gardait toutefois la possibilité d'utiliser le modèle de son choix. Le programme offrait aussi de nouveaux graphiques et tableaux, de nouveaux tests F de la présence des mouvements saisonniers stable et mobile, ainsi qu'un ensemble de statistiques de contrôle de la qualité des données désaisonnalisées.

Les années qui suivirent furent caractérisées par d'importants changements institutionnels, technologiques et économiques qui ont influé sur la structure des séries chronologiques créant des problèmes relatifs à la précision et à l'utilité des données désaisonnalisées. D'autres perfectionnements devinrent nécessaires. Le X-11-ARMMI/88 est donc une version améliorée du X-11-ARMMI/80. Il comprend de nouvelles options qui s'ajoutent à toutes celles déjà offertes. Celles-ci sont présentées et expliquées dans Dagum (1988) ainsi que Dagum, Huot et Morry (1988). Nous nous contentons ici de les énumérer.

La première série de perfectionnements se rapporte à la fonction ARMMI :

- une nouvelle série de modèles ARMMI (Chiu, Higginson et Huot, 1985 ; et Huot, Chiu, Higginson et Gait, 1986) ;
- des horizons de prévisions variables ;
- l'extrapolation rétrospective des séries de moins de sept ans ;
- de nouveaux niveaux d'acceptation pour les critères d'ajustement et d'extrapolation ;
- l'impression des autocorrélations des résidus en provenance des modèles ARMMI ;
- l'itération nulle pour l'estimation des paramètres des modèles lorsqu'ils sont fournis par l'utilisateur ;

- la suppression automatique des variations liées aux jours ouvrables et à l'effet de Pâques, s'il y a lieu, **avant** la modélisation par processus ARMMI. Dans ce dernier cas, les modèles ARMMI habituels ne peuvent pas déceler les variations imputables aux jours ouvrables, ni reproduire l'effet de Pâques dont le comportement est déterministe.

Les autres perfectionnements ont trait à la désaisonnalisation proprement dite :

- l'estimation de l'effet de Pâques ;
- l'accroissement de la précision des filtres asymétriques de la tendance cycle de Henderson ;
- la sélection des filtres saisonniers à l'aide de l'option implicite basée sur un rapport global de saisonnalité I/S ;
- le rééchelonnement de la série initiale ;
- l'ajustement *a priori*, temporaire ou permanent, des valeurs initiales ;
- des graphiques des variations irrégulières imputables aux jours ouvrables selon le type de mois ;
- des imprimés choisis par l'utilisateur.

Quant aux améliorations en voie de réalisation, elles seront décrites plus loin.

Pratiques actuelles de désaisonnalisation

Le X-11-ARMMI/88 permet de minimiser l'erreur quadratique moyenne des facteurs saisonniers estimés et donc de minimiser la révision de ces derniers (Pierce, 1980 et Dagum, 1982). Cette caractéristique est d'autant plus significative que les utilisateurs de données désaisonnalisées n'apprécient guère les révisions fréquentes, particulièrement lorsqu'elles sont importantes ou qu'elles modifient la direction du mouvement général de la série désaisonnalisée.

La précision des données désaisonnalisées, particulièrement en toute fin de série, dépendra avant tout du mode de désaisonnalisation choisi. Ces modes, au nombre de quatre, sont énumérés en ordre décroissant selon leur performance. Pour désaisonnaliser chaque nouvelle observation, on peut donc :

- redésaisonnaliser la série après l'avoir extrapolée à l'aide d'un modèle ARMMI ;

- redésaisonnaliser la série **sans** l'extrapoler. Cette situation se produit généralement lorsque la série est irrégulière entraînant ainsi une grande erreur de prévision ;
- au lieu de redésaisonnaliser la série, utiliser les facteurs saisonniers prévus lors de la dernière désaisonnalisation faite **avec** extrapolation ARMMI ;
- utiliser les facteurs saisonniers prévus lors de la dernière désaisonnalisation faite **sans** extrapolation. Statistique Canada utilise surtout les deux premiers modes alors que le «U.S. Bureau of Labor Statistics», par exemple, est contraint d'employer les deux derniers par une loi l'obligeant à publier à l'avance ses facteurs saisonniers. De plus, au mode choisi s'ajoute l'utilisation optimale des options déjà énumérées à la section 3 qui contribueront à la précision et, conséquemment, à l'utilité des données désaisonnalisées.

Puisque le niveau d'erreur d'estimation associé à chacun des modes diffère, une application de modes trop différents à des séries se rapportant à un même phénomène pourrait entraîner l'estimation de tendances contradictoires sujettes à d'importantes révisions. Outre la standardisation des modes, celle des options est également nécessaire. De plus, le programme est lui-même prémuni contre certaines options qui pourraient être la cause de révisions superflues durant l'année courante lorsqu'une nouvelle observation est ajoutée à la série redésaisonnalisée. C'est ainsi, par exemple, que l'estimation des coefficients des jours ouvrables et de Pâques de même que la sélection automatique d'un modèle ARMMI sont faites à l'aide des observations allant jusqu'à la dernière année complète, prévenant ainsi une révision potentiellement fréquente du modèle et des coefficients appliqués à l'ensemble de la série.

Bien que minimisée, la révision des facteurs saisonniers n'en demeure pas moins nécessaire. La procédure de révision variera selon le mode de désaisonnalisation choisi. Les modes 1 et 2 permettent une stratégie optimale de révision due aux filtres (Dagum, 1987). Celle-ci consiste : à réviser une fois durant l'année courante l'estimation de chacune des observations désaisonnalisées lorsque l'observation suivante devient disponible et que la série est redésaisonnalisée et à procéder, au tout début de l'année suivante, lorsque l'observation de janvier est disponible, à une révision des estimations des deux ou trois dernières années. Les modes 3 et 4 sont, quant à eux, limitatifs puisqu'ils n'autorisent pas cette première révision de chaque estimation durant l'année courante. La meilleure pratique sera ici d'utiliser des facteurs prévus dont l'origine de prévision ne remonte pas à plus de six mois.

Pratiques autres que la désaisonnalisation

Les séries chronologiques sont d'abord et avant tout le produit de la collecte de données administratives ou d'enquête. Mais ces séries ne sont pas toutes immédiatement employables et leur utilité peut être accrue. Outre la désaisonnalisation, la Division des séries chronologiques s'est insérée dans la chaîne de production d'informations utiles en contribuant à développer, selon son mandat et ses objectifs, les pratiques statistiques suivantes :

Correction des données préliminaires

Souvent, l'observation la plus récente obtenue par enquête répétée est d'abord publiée sous forme préliminaire, puis ultérieurement révisée. Les séries de bénéficiaires de l'assurance chômage en sont un exemple où l'observation préliminaire est basée sur un recensement partiel lequel deviendra exhaustif deux mois plus tard. Ces séries sont également caractérisées par un biais systématique entre l'observation préliminaire et la finale disponible deux mois plus tard. Huot et Plourde (1987) ont réduit le biais systématique de l'estimation préliminaire en utilisant la méthode proposée par Rao, Srinath et Quenneville (1989) qui consiste à corriger la donnée préliminaire en utilisant les prévisions des modèles ARMMI ajustés aux données finales et aux révisions.

La méthode est appliquée depuis quelques années déjà aux séries de bénéficiaires et le biais moyen pour la série des bénéficiaires des territoires du Nord-Ouest, par exemple, est passé de 14.5 % à -0.3 % augmentant immédiatement la fiabilité et l'utilité de l'information statistique publiée.

L'étalonnage

L'étalonnage s'applique à des observations de source et de périodicité différentes. L'étalonnage des séries du commerce de détail par exemple a recours à une seconde source d'information administrative portant sur un recensement annuel pour corriger le niveau des estimations mensuelles fondées sur une enquête par échantillonnage. Dans cet exemple, l'étalonnage est un ajustement de niveau qui préserve le plus possible la structure existante de la série dont les sommes annuelles doivent concorder avec les observations annuelles.

La solution initiale, proposée par Denton (1971), consistait en une minimisation avec contrainte. Cholette et Dagum (1989) ont généralisé la méthode qui reconnaît que les observations originales tout comme les jalons sont susceptibles de biais et d'erreurs autocorrélées. La nouvelle méthode utilise un modèle de régression linéaire. Un logiciel préliminaire, pour micro-ordinateur, est présentement disponible.

L'interpolation

S'il s'agit de séries de stock, l'interpolation consiste à intercaler des valeurs estimées entre les valeurs observées. Dans le cas des séries de flux et d'indice, il s'agit plutôt d'une redistribution d'observations peu fréquentes en estimations plus fréquentes sujette à des contraintes d'additivité. La série mensuelle des dépenses de capital est un exemple de redistribution des valeurs annuelles.

L'interpolation peut être considérée comme une application particulière de la méthode d'étalonnage. Elle permet, par exemple, de créer une série vraisemblable en étalonnant un profil saisonnier mensuel ou trimestriel aux valeurs annuelles. La méthode sert tout aussi bien à la création d'une série mensuelle à partir d'une série trimestrielle, que d'une série quotidienne à partir d'une série mensuelle.

La calendrialisation

La convention comptable d'indépendance des exercices autorise le découpage temporel de l'activité d'une entreprise afin de rendre compte périodiquement de ses résultats d'exploitation et de sa situation financière. La période d'exercice la plus universellement acceptée a une durée de douze mois, mais il n'est cependant pas nécessaire qu'elle coïncide avec l'année du calendrier. Au cours de la dernière décennie par exemple, 20 pour cent des commerces de détail canadiens terminaient leur exercice en janvier, 12 pour cent en mars et 30 pour cent en décembre.

Cette pratique peut cependant faire problème si, par exemple lors de l'étalonnage d'une série trimestrielle, l'observation annuelle ne recoupe pas exactement la même période de référence que les quatre trimestres. Supposons une observation annuelle se rapportant à un exercice se terminant trois mois plus tôt que la période de référence trimestrielle, il s'ensuit une sous-estimation systématique du niveau annuel en période de hausse conjoncturelle et une surestimation en période de baisse. Une normalisation des exercices s'impose donc. On parle alors d'annualisation. Analogiquement, on peut parler de trimestrialisation et de mensualisation (Cholette, 1990 ; et Cholette et Chhab, 1991).

La calendrialisation a recours aux méthodes d'étalonnage ou d'interpolation selon le besoin. En présence de données mensuelles ou trimestrielles, on étalonne puis on calcule les sommes annuelles civiles des valeurs étalonnées pour modifier la période de référence. En l'absence de données mensuelles ou trimestrielles, on interpole et ce sont les sommes annuelles civiles des valeurs interpolées qui servent à modifier la période de référence. La calendrialisation revêt un caractère pratique puisqu'elle améliore certains usages multivariés des séries telles la comparaison entre les séries, la modélisation économétrique, l'intégration comptable et l'analyse socio-économique

Le raccordement

Il n'est pas rare qu'une base ou un plan de sondage de même que les définitions des variables mesurées soient modifiés. L'amplitude sinon le profil du mouvement saisonnier des séries touchées de même que le niveau de leur tendance-cycle peuvent en être affectés. Ce phénomène de rupture, à moins d'être corrigé, peut infirmer la qualité, et des séries, et de l'utilisation qui sera faite ultérieurement de celles-ci. Si lors de cette rupture l'ancienne et la nouvelle série se chevauchent sur une certaine période, l'étalonnage peut servir de cadre méthodologique pour raccorder les séries. Dans le cas le plus simple, il s'agit de spécifier un point de raccordement dans la nouvelle série et d'étalonner l'ancienne série qui aboutit au point de raccordement choisi. Dans les cas plus complexes, on peut avoir des jalons supplémentaires (annuels ou autres) en plus du point de raccordement. Les avantages de cette pratique sont immédiatement ressentis, puisqu'elle autorise d'emblée, par exemple, une désaisonnalisation adéquate du nouveau segment de la série. Sans raccordement et selon la nature de la rupture, la série désaisonnalisée serait dans le meilleur des cas sujette à de fortes révisions, et dans les situations plus sévères la désaisonnalisation devrait être retardée de quelques années.

Le ratissage

La désaisonnalisation, tout comme les pratiques déjà décrites sont valides et nécessaires, mais leur application aux séries portant notamment sur les flux financiers, le commerce et la population active peut néanmoins faire problème. En effet les agences statistiques traitent ces ensembles de séries comme des systèmes obéissant à des identités comptables. Mais voilà que le X-11-ARMMI et les autres pratiques ne préservent généralement pas la relation linéaire initiale existant entre les séries originales. Que faire, lorsque après désaisonnalisation, l'emploi total au Canada mesuré à partir des caractéristiques âge et sexe est à la hausse alors qu'il est à la baisse selon l'agrégation des caractéristiques temps plein et temps partiel ?

La connaissance de la variance des séries désaisonnalisées serait fort utile, car elle permettrait de vérifier statistiquement si les deux directions sont significativement différentes. Des travaux de recherche sont en cours sur ce sujet. Entre temps, Statistique Canada a choisi de rétablir la cohérence comptable des systèmes après désaisonnalisation. La solution adoptée consiste à trouver les séries qui soient le plus voisines possibles des séries originales et qui jouissent collectivement de la propriété d'additivité (Taillon, 1988). Le «Federal Reserve Board» utilise déjà cette technique depuis une trentaine d'années (Taylor, 1962 et Taylor, 1963). Ces techniques s'avèrent être un cas particulier de la méthode d'étalonnage de Cholette et Dagum, où plusieurs séries sont traitées simultanément et où les contraintes d'agrégation aux jalons sont remplacées par les contraintes d'agrégation obéissant aux identités comptables. Ceci fournit un cadre statistique au ratissage. Des recherches supplémentaires sont en cours.

Les développements récents en séries chronologiques

Estimation de la composante de rotation des jours ouvrables

Un grand nombre de séries de flux et de stock telles les séries de production et de commerce sont affectées d'un mois à l'autre par une distribution non uniforme des jours ouvrables. Ces variations dues aux caprices du calendrier sont cependant systématiques et identifiables. Afin d'obtenir une estimation plus précise de la tendance-cycle, cette composante tout comme la saisonnalité doit être enlevée lors de la désaisonnalisation des séries.

Le modèle de régression multiple avec coefficients fixes, développé par Young (1965), est encore utilisé dans le X11-ARMMI/88 pour estimer la composante de rotation des jours ouvrables. Il fait l'hypothèse que les poids des jours demeurent constants sur une période pré-déterminée de la série. Pour certaines séries socio-économiques la rigidité de cette hypothèse s'est avérée insatisfaisante, tout particulièrement lorsque des changements dans les heures, voire les jours d'ouverture des commerces modifient graduellement le comportement des consommateurs.

Un nouveau modèle de régression multiple avec coefficients aléatoires vient d'être développé pour estimer une composante de rotation des jours ouvrables qui évolue de façon stochastique (Dagum, Quenneville et Sutradhar, 1992).

Le modèle

On fait l'hypothèse que l'amalgame des composantes irrégulière et de rotation des jours ouvrables suit le modèle :

$$w_t = \sum_{i=1}^6 x_{i,t} \delta_{i,t} + \varepsilon_t$$

où les variables explicatives $x_{1,t}, \dots, x_{6,t}$ indiquent la présence des journées qui apparaissent 5 fois dans le mois, et $1, t, \dots, 6, t$ représentent les coefficients des jours ouvrables du lundi ($i = 1$) au samedi ($i = 6$) dans le $t^{\text{ième}}$ mois ($t = 1, \dots, T$). Le coefficient du dimanche est l'inverse additif de la somme des coefficients du lundi au samedi. Le modèle :

$$(1-B)^k \delta_{i,t} = \xi_{i,t}, \quad i = 1, \dots, 6$$

$$\xi_{i,t} \sim N(0, \sigma_{\xi}^2)$$

dont les erreurs $\xi_{i,t}$ sont indépendantes entre elles et à travers le temps, et dont B est l'opérateur de retard ($B\delta_{i,t} = \delta_{i,t-1}$), permet d'ajuster localement un polynôme de degré k aux coefficients. Le modèle de régression avec coefficients fixes où la variance des erreurs σ_{ξ}^2 prend la valeur zéro n'est plus qu'un cas particulier de ce dernier.

Estimation

Le filtrage de Kalman et le lissage sur intervalle fixe sont utilisés pour estimer les coefficients ($\delta_{1,t}, \dots, \delta_{6,t}$), $t = 1, \dots, T$ étant donné le vecteur de conditions initiales ($\delta_{1,0}, \dots, \delta_{6,0}$), et les valeurs de σ^2 et du rapport $\eta = \sigma_{\xi}^2 / \sigma^2$. Les conditions initiales sont obtenues par extrapolation rétrospective, alors que les paramètres η et σ^2 le sont par la méthode du maximum de vraisemblance.

Inférence

On estime le degré k de différentiation en utilisant le critère AIC d'Akaike (1974) selon l'hypothèse d'un paramètre η positif. Le test du score de Rao (1973) permet de déterminer si le modèle sera avec coefficients fixes ($\eta = 0$) ou si les coefficients seront aléatoires ($\eta > 0$, $k = 1$).

Test exact pour vérifier la présence d'un mouvement saisonnier stable

La méthode X-11-ARMMI utilise, pour déterminer la présence d'un mouvement saisonnier stable dans une série chronologique, un test F d'analyse de variance qui suppose que les erreurs d'observations sont indépendantes. Or, celles-ci sont souvent autocorrélées et le test pose un problème de convergence, de sorte que la validité de son seuil de signification théorique est remise en cause. À défaut d'un test objectif, la

règle empirique du $F \geq 7$ est appliquée pour justifier la désaisonnalisation (Shiskin and Plewes, 1978). Sutradhar, MacNeill et Dagum (1991) ont proposé récemment, pour les modèles linéaires, un test F modifié. La méthode utilisée, qui suppose un mouvement saisonnier stable, vérifie si la présence de ce mouvement est significative. Inspiré des travaux de Sutradhar, MacNeil et Sahrman (1987), ce nouveau test tient compte de l'existence de l'autocorrélation entre les erreurs. De plus, il n'exige aucune transformation ni aucune inversion de la matrice de covariance des erreurs contrairement au test proposé par Pierce (1978).

Le test F-modifié

Considérons une série chronologique saisonnière définie par l'équation :

$$Z_{ij} = S_{ij} + U_{ij}, \quad i = 1, \dots, k, \quad j = 1, \dots, n.$$

où $Z_{i,j}$ représente la j -ième observation dans la i -ième période, k , le nombre de périodes et n , le nombre d'années. Le modèle pour la composante saisonnière est :

$$S_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j,$$

$$\sum_{i=1}^k \alpha_i = 0,$$

$$\sum_{j=1}^n \beta_j = 0.$$

Les α et les β représentent respectivement le mouvement saisonnier stable et les variations saisonnières annuelles dans une série chronologique. Ainsi pour vérifier la présence d'un mouvement saisonnier stable, il suffit de tester l'hypothèse :

$$H_0 : \alpha_i = 0, i = 1, \dots, k \text{ vs } H_1 : \alpha_i \neq 0 \text{ pour au moins un } i ;$$

et lorsqu'il s'agit de vérifier l'existence de variations annuelles dans le mouvement saisonnier, l'hypothèse est :

$$H_0 : \beta_j = 0, j = 1, \dots, n \text{ vs } H_1 : \beta_j \neq 0 \text{ pour au moins un } j.$$

Dans le cas du modèle d'analyse de variance habituel où les erreurs $U_{i,j}$ sont indépendantes et identiquement distribuées selon une loi $N(0, \sigma^2)$, les hypothèses nulles sont testées au moyen de la statistique F ordinaire. Mais cette statistique ne convient plus

parce que l'espérance des sommes des carrés est influencée par l'interdépendance des observations. De plus, les sommes des carrés ne sont pas indépendantes les unes des autres. Mais lorsque les erreurs suivent un processus ARMM $(0, q) (0, Q)_s$, il est possible de calculer les espérances des sommes de carrés et de corriger la statistique F en conséquence. Les corrections à apporter au test F ordinaire, la distribution du test F modifié, ainsi que le calcul du niveau de signification du test F modifié sont présentés dans Sutradhar, Dagum et Solomon (1991).

Résultats d'une étude empirique

Sutradhar, Dagum et Solomon ont appliqué le test F modifié à des séries trimestrielles tirées du Système de Comptabilité nationale ainsi qu'à un ensemble de séries mensuelles portant sur les prix à la consommation, les importations, les exportations et la main-d'œuvre. Ces séries ne renfermaient aucune saisonnalité évolutive. Les auteurs ont constaté qu'en présence d'erreurs $U_{i,j}$ autocorrélées, les valeurs du test F ordinaire étaient très similaires à celles du test F modifié qui, lui, prend en compte l'autocorrélation des erreurs. Ce résultat a amené les auteurs à vérifier si la règle empirique du F ordinaire ≥ 7 n'avait pas indûment déclaré inaptes à la désaisonnalisation 12 des 26 séries mensuelles puisque, selon les valeurs critiques du test F modifié, 8 de ces 12 séries devaient être désaisonnalisées. Le résultat de la désaisonnalisation fut probant dans 6 cas, les deux autres séries étant nettement influencées par les variations des jours ouvrables. Conséquemment, il y a eu lieu de changer la politique d'utilisation de la règle empirique du F ordinaire ≥ 7 qui n'est pas appropriée lorsque la saisonnalité est non évolutive. Par contre, puisque le test F modifié n'est pas applicable en présence d'un mouvement saisonnier évolutif, la règle est encore utilisée dans cette circonstance.

Nouveaux filtres terminaux d'estimation de la tendance-cycle

Un des objets de la désaisonnalisation des séries économiques, par exemple, est de préciser la phase du cycle où se trouve l'économie. Pour ce faire, la série est purgée des variations imputables à la saisonnalité, à la rotation des jours ouvrables et à l'effet de Pâques. Il reste la tendance-cycle et la composante aléatoire. Mais plus la composante aléatoire est importante, plus il est difficile de préciser la phase actuelle du cycle. Il est alors utile de réduire la partie aléatoire (Moore, Box, Kaitz, Stephenson et Zellner (1981) ; Kenny et Durbin (1982) ; Maravall (1986) ; et Dagum et Laniel (1987)).

Le besoin se fait pressant et certaines agences statistiques telles Statistiques Canada et le Bureau Australien de la Statistique ont recours à cette pratique sans nécessairement l'appliquer à l'observation la plus récente. Ceci parce que les filtres terminaux d'estimation de la tendance-cycle présentent des lacunes si l'on considère que les estimés les

plus récents de la tendance-cycle produits par le programme X-11-ARMMI/88 sont sujets à de grandes révisions. Une partie de ces révisions est due au fait que les mêmes filtres terminaux sont utilisés dans toutes les situations : c'est-à-dire aussi bien lorsque la série est caractérisée par la présence de hautes fréquences que lorsque dominée par de basses fréquences. Évidemment, la solution de compromis proposée par les filtres terminaux actuels n'est pas toujours satisfaisante, surtout lorsque la série est très irrégulière. Huot (1992) a développé une méthode permettant de générer toute une famille de filtres terminaux incluant les filtres actuels. Tout comme pour l'estimation de la composante saisonnière, le filtre d'estimation de la tendance-cycle sera choisi en fonction des caractéristiques de la série analysée.

Variance des données désaisonnalisées

Déjà en 1962, le U.S. «President Committee to Appraise Employment and Unemployment Statistics» recommandait que l'écart-type des données désaisonnalisées soit publié. À ce jour, aucune méthode de calcul de la variance des estimés du X-11-ARMMI n'est encore officiellement disponible parce qu'aucune n'a rallié les trois écoles de pensée relatives à la variance des données désaisonnalisées.

Selon *l'école échantillonnale*, la tendance-cycle et la saisonnalité sont des composantes déterministes et la seule source de variation est due à l'échantillonnage. Si la série provient d'une suite de recensements, la variance des données désaisonnalisées est donc zéro. Nous sommes ici confrontés au fait que le facteur saisonnier S_t est considéré comme la vraie valeur de la saisonnalité même si ce facteur subit une suite de révisions au fur et à mesure que de nouvelles observations deviennent disponibles.

L'école classique fait l'hypothèse que la série observée est la réalisation d'un processus stochastique Y_t de moyenne μ_t . Dans le cas simple d'une décomposition additive, μ_t peut être la somme de la tendance-cycle C_t et de la saisonnalité S_t . Nous observons la série $y_t = \mu_t + I_t$ où μ_t est fixe et I_t est une variable aléatoire de distribution quelconque et de moyenne zéro. Les sources de variation sont celles des estimateurs de la tendance-cycle, de la saisonnalité et de la donnée désaisonnalisée. Ainsi, même si la série observée provient d'une suite de recensements, la variance de la donnée désaisonnalisée n'est pas égale à zéro car une autre réalisation du processus stochastique aurait pu être observée.

Finalement selon *l'école bayésienne*, la tendance-cycle et la saisonnalité sont considérées comme des processus stochastiques, et par hypothèse, des modèles s'ajustent à ces composantes non-observables. La méthode de désaisonnalisation optimale, selon cette école, dépend de ces modèles, et estime la trajectoire du processus saisonnier. En général, l'estimé du facteur saisonnier est l'espérance conditionnelle du processus étant donné la série, et sa variance est la variance conditionnelle. La variance de la donnée désaisonnalisée est la même que celle du facteur saisonnier correspondant.

La méthode X-11-ARMMI fait implicitement l'hypothèse que la tendance-cycle, la saisonnalité et l'irrégulier sont des processus stochastiques sans toutefois en spécifier les modèles. La procédure est non-paramétrique. Le calcul de la variance des données désaisonnalisées par le X-11-ARMMI a été fait par les tenants de l'une ou l'autre des écoles de pensée.

Les études externes à Statistique Canada

Wolter et Monsour (1981) ont développé une procédure basée sur les filtres linéaires du X-11 pour calculer la variance des données désaisonnalisées. Ils ont considéré deux situations correspondant aux deux premières écoles de pensée. Dans la première, ils calculent la variance d'échantillonnage en utilisant la matrice de covariance des estimés non-désaisonnalisés. Dans la deuxième, ils font l'hypothèse que la moyenne μ_t s'ajuste à un modèle de régression déterministe et calculent la variance des données désaisonnalisées en utilisant l'estimé de la matrice de covariance des résidus.

Burrige et Wallis (1984), qui appartiennent à l'école bayésienne, ont pour leur part développé des modèles stochastiques de type ARMMI qui approximent les filtres linéaires du X11 tout comme l'avaient auparavant fait Cleveland et Tiao (1976) pour la tendance-cycle et la saisonnalité. La variance des données désaisonnalisées est calculée par filtrage de Kalman (Burrige et Wallis, 1985).

Ces méthodes sont basées sur les hypothèses d'une décomposition additive, d'une absence de valeurs extrêmes, d'une absence de composante de rotation des jours ouvrables et de l'utilisation des seules options standards du programme X-11-ARMMI. Ces hypothèses ne permettent de calculer la variance des séries désaisonnalisées que pour des cas particuliers.

Les études faites à Statistique Canada

Armstrong et Gray (1986) et Bellhouse (1991) ont utilisé une méthode de rééchantillonnage afin d'estimer la variance d'échantillonnage des données désaisonnalisées par X-11-ARMMI. Le principal avantage de cette méthode est qu'elle tient compte des options choisies par l'utilisateur du X-11-ARMMI lors du calcul de la variance. Son désavantage majeur est qu'il faut désaisonnaliser toutes les séries synthétiques générées. Bien que la méthode de rééchantillonnage soit théoriquement justifiable, aucune de ces deux tentatives n'a été couronnée de succès. L'étude de Wolter et Monsour a démontré que le rapport des variances des estimés désaisonnalisés et non désaisonnalisés suit un modèle bien défini que ces deux études n'ont pas reproduit.

Une des critiques les plus sévères formulée à l'endroit de la variance d'échantillonnage des données désaisonnalisées est que le fait même de désaisonnaliser une série à l'aide du X-11-ARMMI est en soi admettre l'existence de processus stochastiques. Dès lors,

même si une série n'a pas d'erreur d'échantillonnage, la variance des données désaisonnalisées ne peut pas être nulle.

Bellhouse a aussi essayé d'estimer la variance selon l'école classique en modélisant la tendance-cycle et en ajustant un modèle de type ARMMI saisonnier aux résidus. Il n'a pu obtenir de modèle satisfaisant pour la tendance-cycle, et le rapport des variances des estimés désaisonnalisés et non-désaisonnalisés s'est avéré erratique.

Pfeffermann (1991) a pour sa part estimé la variance des données désaisonnalisées en utilisant la distribution conjointe des erreurs de décomposition et d'échantillonnage. Conformément à l'école classique, les résultats de Pfeffermann sont conditionnels aux valeurs de la tendance-cycle et de la saisonnalité. Il utilise la matrice de covariance des irréguliers du X-11-ARMMI afin d'obtenir un estimé de la matrice de covariance de la distribution conjointe des erreurs de décomposition et d'échantillonnage. À partir de cette matrice, il utilise les approximations linéaires des filtres du X-11-ARMMI pour calculer la variance. Il fait également l'hypothèse que les erreurs d'échantillonnage sont stationnaires, hypothèse que les séries qu'il utilise ne satisfont malheureusement pas.

Dagum et Quenneville (1990, 1993), en tentant de paramétriser la méthode X-11-ARMMI, suivent l'école bayésienne. Ils utilisent les modèles structurels (Harvey, 1981) pour estimer les composantes de la série. Si la décomposition structurelle est acceptée comme étant "identique" à celle du X-11-ARMMI, les auteurs considèrent alors que la variance des estimés du X-11-ARMMI correspond à celle des estimés structurels. Cette méthode donne de bons résultats lorsque le X-11-ARMMI utilise les modes additif ou log-additif. Cependant rien n'indique que les estimés de la variance sont similaires tout simplement parce que les deux décompositions le sont.

Processus FARMA

L'extrapolation d'une série joue un rôle crucial dans la précision de la désaisonnalisation des données courantes. La classe des modèles FARMA (p,d,q) (Fractional Autoregressive Moving Average ; Granger et Joyeux, 1980 et Hosking, 1981) est une généralisation de la classe des modèles ARMA (p,q) (AutoRegressive Moving Average, Box et Jenkins, 1976) dans laquelle le paramètre 'd' du modèle FARMA prend une valeur dans l'intervalle ouvert $(-.5, .5)$. La classe des modèles FARMA (p,d,q) avec le paramètre $d = 0$ se réduit à la classe des modèles ARMA (p,q). Le nouveau paramètre 'd' permet à la fonction d'autocorrélation de décroître de façon hyperbolique ($d \neq 0$) plutôt qu'exponentielle ($d = 0$). Ceci permet d'ajuster des modèles à des séries caractérisées par une "mémoire longue" ($d > 0$) telles certaines séries économiques, financières, monétaires et environnementales, par opposition à une "mémoire courte" ($d = 0$ ou $d < 0$). En conséquence, des travaux sont présentement en cours dans la division sur la possibilité d'utiliser les modèles FARMA dans la désaisonnalisation.

Perspectives d'avenir

La plupart des projets de recherche menés à ce jour par la Division des séries chronologiques -recherche et analyse ont connu un aboutissement concret. Les développements reliés à la désaisonnalisation ont déjà été en majorité incorporés au X-11-ARMMI/88. D'autres, d'abord conçus pour répondre à des besoins spécifiques, se sont rapidement avérés d'intérêt général. C'est ainsi que des procédures ou des logiciels ont été développés séparément pour la correction des données préliminaires, l'étalonnage, l'interpolation, la calendrialisation, le raccordement et le ratissage. Notre premier but est maintenant d'offrir, à court et à moyen terme à tous les utilisateurs, un programme d'analyse généralisée qui intégrera le X-11-ARMMI/88 et ces traitements statistiques.

Notre deuxième but est caractérisé par la mise en œuvre d'un programme de *recherche appliquée* afin d'améliorer les pratiques actuelles d'identification et de remplacement des valeurs aberrantes, de modélisation, d'extrapolation et de décomposition des séries.

La modélisation a pour objet d'ajuster un modèle statistique aux séries, et plusieurs innovations sont ici possibles tel le développement :

- de modèles FARMA qui permettraient d'élargir la classe des modèles ARMMI ;
- d'une procédure de modélisation ARMMI avec intervention où les composantes déterministes de rotation des jours ouvrables et de Pâques seront estimées conjointement avec le modèle ARMMI ;
- et d'une procédure de modélisation automatique qui élargira l'éventail des modèles disponibles sans nécessairement faire appel à l'expertise des utilisateurs.

Ces développements, utiles en eux-mêmes, amélioreront et faciliteront aussi l'extrapolation des séries désaisonnalisées.

La décomposition comprend deux volets. Le premier relève du fait que Statistique Canada comme bien d'autres agences statistiques traitent de plus en plus souvent leurs séries comme des systèmes obéissant à des identités comptables. Il est inéluctable de développer des méthodes multivariées d'analyse et de décomposition des séries chronologiques. Le second volet porte sur des priorités axées sur le développement :

- d'un test d'identification de la présence de saisonnalité mobile en présence d'erreurs autocorrélées ;

- d'une procédure de lissage et d'identification des points de retournement ;
- d'une méthode d'estimation de la saisonnalité induite qui se retrouve, par exemple, dans les séries de vente d'automobiles où le sommet saisonnier est déterminé par les pratiques de marketing des constructeurs.

Tous les développements de la division en matière de séries chronologiques visent à solutionner conjointement avec les utilisateurs les problèmes d'ordre opérationnel rencontrés au sein de l'agence. Dans cette perspective, les résultats sont concrets et intégrés dans un tout cohérent, facilement et immédiatement utiles.

B I B L I O G R A P H I E

- AKAIKE, H. (1974), "A New Look at the Statistical Model Identification", *IEEE Transactions on Automatic Control*, AC-19, 716-723
- ARMSTRONG, J.B. et GRAY, G.B., (1986), "Variance Estimation for Seasonally Adjusted Survey Data", *Proceedings of the section on Survey Research Methods, American Statistical Association*, 466471.
- BELLHOUSE, D.R., (1991), "Variance Estimation of Seasonally Adjusted Estimates by Simulation Techniques", Rapport technique, Department of Statistical and Actuarial Sciences, *The University of Western Ontario*.
- BOX, G.E.P. et JENKINS, G.M., (1976), *Time Series Analysis : Forecasting and Control*, HoldenDay, SanFrancisco.
- BURRIDGE, P. et WALLIS, K.F., (1984), "Unobserved-Components Models for Seasonal Adjustment Filters", *Journal of Business and Economic Statistics*, 2, 350-359.
- BURRIDGE, P. et WALLIS, K.F., (1985), "Calculating the Variance of Seasonally Adjusted Séries", *Journal of the American Statistical Association*, 80, 541-552.
- CHIU, K., HIGGINSON, J. et HUOT, G., (1985), "Évaluation de modèles ARMMI appliqués à des séries chronologiques", *Techniques d'enquêtes*, 11, 57-71.
- CHOLETTE, P.A. (1990), "L'actualisation des chiffres d'exercices financiers", *L'actualité économique*, Revue d'analyse économique, 66, no 2, juin 1990.
- CHOLETTE, P.A., CHHAB, N. (1991), "Converting Aggregates of Weekly Data into Monthly Values", *Appl. Statis.*, 40, No. 3, 411-422.
- CHOLETTE, P.A. et DAGUM, E.B. (1989), "Benchmarking Socio-Economic Time Series Data : A Unified Approach", *Division des séries chronologiques recherche et analyse*, Cahier de travail TSRAD-89-006E, Statistique Canada.
- CLEVELAND, W.P. et TIAO, G.C., (1976), "Decomposition of Seasonal Time Series: A Model for the Census X-11 Program", *Journal of the American Statistical Association*, 71, 581-587.
- DAGUM, E.B. (1975), "Seasonal Factor Forecasts from ARIMA Models", *Proceedings of the International Institute of Statistics*, 40th session, Contributed Papers, Vol. 3, Warsaw, 206-219.

DAGUM, E.B., (1978), "Modelling, Forecasting and Seasonally Adjusting Economic Time Series with the X-11-ARIMA Method", *The Statistician*, 27, 203-215.

DAGUM, E.B., (1980), "The X11-ARIMA Seasonal Adjustment Method", *Statistique Canada*, Catalogue No. 12564E.

DAGUM, E. B., (1981), "Diagnostic Checks for ARIMA Models for the X-11-ARIMA Seasonal Adjustment Method", dans *Time Series Analysis Methods*, Éd. O. Anderson et R. Perryman, North Holland, 133-145.

DAGUM, E.B., (1982), "The Effect of Asymmetric Filters on Seasonal Factor Revisions", *Journal of the American Statistical Association*, 77, 732-738.

DAGUM, E.B. (1987), "Monthly Versus Annual Revisions of Concurrent Seasonally Adjusted Series", dans *Time Series and Econometric Modelling*, Éd. I.B. MacNeil et G.J. Umphrey, Dordrecht, Reidel, 131-146.

DAGUM, E.B., (1988), "The X11-ARIMA/88 Seasonal Adjustment Method -Foundations and User's Manual", *Division des séries chronologiques recherche et analyse*, Statistique Canada.

DAGUM, E.B., HUOT, G. et MORRY, M. (1988), "Seasonal Adjustment in the 80's : Some Problems and Solutions", *La Revue Canadienne de Statistique*, Vol. 16, Supplément, 97-107.

DAGUM, E.B. et LANIEL, N., (1987), "Revisions of Trend-cycle Estimators of Moving Average Seasonal Adjustment Method", *Journal of Business and Economic Statistics*, 3, 250-259.

DAGUM, E.B. et QUENNEVILLE, B. (1990), "Calculation of Prediction Intervals for Seasonally Adjusted Labor Force Series", *Proceedings of the American Statistical Association*.

DAGUM, E.B. et QUENNEVILLE, B. (1993), "Dynamic Linear Models for Time Series Components", *Journal of Econometrics*, 53, (à paraître).

DAGUM, E.B., QUENNEVILLE, B. and SUTRADHAR, B., (1992), "Trading-Day Variations Multiple Regression Models with Random Parameters", *International Statistical Review*, 60, 57-73.

DENTON, F.T. (1971), "Adjustment on Monthly or Quarterly Series to Annual Totals : An Approach Based on Quadratic Minimization", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 66, 99102.

- GRANGER, C.W.J. et JOYEUX, R. (1980), "An Introduction to Long-Memory Time Series Models and Fractional Differencing", *Journal of Time Series Analysis* 1, p. 15-29.
- HARVEY, A.C. (1981), *Time Series Models*, Philip Allan, Oxford.
- HOSKING, J.R.M. (1981), "Fractional Differencing", *Biometrika* 68, p. 165-76.
- HUOT, G. (1992). "Nouveaux filtres terminaux d'estimation de la tendance-cycle", *Division des séries chronologiques recherche et analyse*, Cahier de travail, Statistique Canada (à venir).
- HUOT, G., CHIU, K., HIGGINSON, J. et GAIT, N., (1986), "Analysis of Revisions in the Seasonal Adjustment of Data using X-11-ARIMA Model-based Filters", *International Journal of Forecasting*, 2, 217-229.
- HUOT, G. et PLOURDE, J. (1987). "The Seasonal Adjustment of Beneficiaries Series Using Current Preliminary Data", Cahier de recherche, *Division des séries chronologiques recherche et analyse*, Statistique Canada.
- KENNY, P. et DURBIN, J., (1982), "Local Trend Estimation and Seasonal Adjustment of Economic Time Series", *Journal of the Royal Statistical Society*, A-145, 1-41.
- LOTHIAN, J. et MORRY, M. (1978), "Selection of Models for the Automated X-11-ARIMA Seasonal Adjustment Program", Cahier de recherche, *Division des séries chronologiques recherche et analyse*, Statistique Canada.
- MARAVAL, 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", *Report of the Committee of Experts on Seasonal Adjustment Techniques*, Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington.
- PFEFFERMAN, D., (1991), "A General Method for Estimating the Variance of X-11 Estimators", Rapport technique, *Hebrew University of Jerusalem*.
- PIERCE, D.A., (1978), "Seasonal Adjustment When both Deterministic and Stochastic Seasonality are Present", dans *Seasonal Analysis of Economic Time Series*, Éd. A. Zellner, Washington, D.C., U.S. Bureau of the Census, 242-272.

PIERCE, D.A., (1980), "Data Revisions with Moving Average Seasonal Adjustment Procedures", *Journal of Econometrics, (Annals of Applied Econometrics 1980-83)*, 14, 95-114.

President's Committee to Appraise Employment and Unemployment Statistics, (1962), *Measuring Employment and Unemployment*, Washington, D.C., U.S. Government Printing Office.

RAO, C.R., (1973), *Linear Statistical Inference and its Applications*, Wiley, New-York.

RAO, J.N.K., SRINATH, K.P. et QUENNEVILLE, B. (1989). "Estimation of Level and Change Using Current Preliminary Data", dans *Panel Surveys*, Éd. Kasprzyk D., Duncan G., Kalton G., Singh M.P., Wiley, New-York, 457-479.

SHISKIN, J. et PLEWES, T. (1978). "Seasonal Adjustment of the U.S. Unemployment Rate", *The Statistician*, 27, 181-202.

SHISKIN, J., YOUNG, A.H. et MUSGRAVE, J.C., (1967), "The X11 Variant of Census Method II Seasonal Adjustment", Technical Paper No 15, *Bureau of the Census*, U.S. Department of Commerce.

SUTRADHAR, B.C., DAGUM, E.B. et SOLOMON, B. (1991). "Test exact pour vérifier la présence d'un mouvement saisonnier stable et application", *Techniques d'enquêtes*, 17, 167-176.

SUTRADHAR, B.C., MACNEIL, I.B., et DAGUM, E.B. (1991). "A Simple Test for Stable Seasonalities", *Journal of Statistical Planning and Inference*, (à paraître).

SUTRADHAR, B.C., MACNEIL, I.B. et SAHRMANN, H.F. (1987), "Time Series Valued Experimental Designs : One-Way Analysis of Variance with Autocorrelated Errors", dans *Time Series and Econometrics Modelling*, Éd. I.B. MacNeil et G.J. Umphrey, Dordrecht, Reidel, 113-129.

TAILLON, J. (1988), "Désaisonnalisation d'un tableau avec contraintes linéaires : application aux flux financiers canadiens", *La Revue Canadienne de Statistique*, 16, Supplément, 97-107.

TAYLOR, S. (1962), "Flow of Funds Seasonally Adjusted", *Federal Reserve Bull.*, Nov. 1962, 1393-1407.

TAYLOR, S. (1963), "Balancing a Seasonally Adjusted Matrix Using a Constrained Minimum Sum", Non publié..

WOLTER, K.M. et MONSOUR, N.J., (1981), "On the Problem of Variance Estimation for a Deseasonalized Series", *Current Topics in Survey Sampling*, Academic Press, 367-403.

YOUNG, A.H., (1965), "Estimating Trading-Day Variation in Monthly Economic Time Series", Technical Paper No 12, *Bureau of the Census*, U.S. Department of Commerce.