Document généré le 28 août 2025 09:13

L'Actualité économique

L’analyse économétrique et la saisonnalité
Seasonality and Econometric Analysis

Éric Ghysels

Volume 70, numéro 1, mars 1994

URI : https://id.erudit.org/iderudit/602129ar
DOI : https://doi.org/10.7202/602129ar

Aller au sommaire du numéro

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)
1710-3991 (numérique)

Découvrir la revue

Citer cet article

Ghysels, É. (1994). L’analyse économétrique et la saisonnalité. *L'Actualité économique*, *70*(1), 43–62. https://doi.org/10.7202/602129ar

Résumé de l'article

Dans cet article, nous présentons un survol de développements récents sur l’analyse économétrique de séries temporelles saisonnières. Puisque le sujet est vaste, nous ne pouvons faire justice à toutes les dimensions de la question. Nous abordons tout d’abord le sujet d’ajustement pour les effets de saisons et autres transformations appliquées aux données. Puis nous étudions le sujet du préfiltrage des données en rapport avec les propriétés statistiques des procédures d’inférences, telles que l’estimateur des moindres carrés ordinaires, dans le contexte de modèles linéaires dynamiques. Finalement, nous survolons les travaux récents sur les tests de non-stationnarité pour séries chronologiques saisonnières.

Tous droits réservés © HEC Montréal, 1994

Ce document est protégé par la loi sur le droit d’auteur. L’utilisation des services d’Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d’utilisation que vous pouvez consulter en ligne.

https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/

Cet article est diffusé et préservé par Érudit.

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l’Université de Montréal, l’Université Laval et l’Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche.

https://www.erudit.org/fr/

L'Actualité économique, Revue d'analyse économique, vol. 70, nº 1, mars 1994

*L'analyse économétrique et la saisonnalité**

Eric GHYSELS
Centre de recherche et développement en économique
Université de Montréal

RÉSUMÉ — Dans cet article, nous présentons un survol de développements récents sur l'analyse économétrique de séries temporelles saisonnières. Puisque le sujet est vaste, nous ne pouvons faire justice à toutes les dimensions de la question. Nous abordons tout d'abord le sujet d'ajustement pour les effets de saisons et autres transformations appliquées aux données. Puis nous étudions le sujet du préfiltrage des données en rapport avec les propriétés statistiques des procédures d'inférences, telles que l'estimateur des moindres carrés ordinaires, dans le contexte de modèles linéaires dynamiques. Finalement, nous survolons les travaux récents sur les tests de non-stationnarité pour séries chronologiques saisonnières.

ABSTRACT — *Seasonality and Econometric Analysis.* In this article, we survey recent developments on the econometric analysis of seasonal time series. As the subject area is rather vast, we cannot cover all aspects of the topic. Instead, we focus exclusively on the subject of seasonal adjustment and other data transformations. Next, we discuss estimation of models with prefiltered data. Finally, our paper concludes with a review of recent advances on testing for unit root nonstationarity in seasonal time series.

INTRODUCTION

La majorité des travaux empiriques utilisent des données désaisonnalisées. La procédure typique est de formuler un modèle qui ne comporte pas une partie saisonnière. Lorsque le modèle est appliqué aux données, on est confronté au fait que l'une des sources majeures de fluctuations est la saisonnalité. L'avantage d'utiliser des données désaisonnalisées est évidemment qu'on n'a plus à se préoccuper de cette question, puisque la composante saisonnière est complètement « enlevée ». Le but de cet article est de faire un survol du développement récent dans le domaine de l'analyse économétrique des données saisonnières. Puisque le sujet est vaste, nous ne pouvons faire justice à toutes les dimensions de la question. En particulier, nous n'allons pas aborder le sujet de la modélisation

* Nous aimerions remercier l'évaluateur externe ainsi que Denis Bolduc et Gilles Grenier pour leurs commentaires. Ce texte est une traduction de la section II de « On the Economics and Econometrics of Seasonality », à paraître dans C.A. Sims, *Advances in Econometrics - Sixth World Congress*, Econometric Society Monograph Series (Cambridge University Press).

économique des fluctuations saisonnières. Ce thème est couvert dans la première partie de Ghysels (1993a) ainsi que dans Miron (1993). La principale préoccupation dans ce texte sera de trouver l'effet d'utiliser des données préfiltrées, c'est-à-dire ajustées, sur l'estimation économétrique et les tests d'hypothèses. On a attiré relativement peu d'attention à ce sujet qui est pourtant un domaine important méritant plus de recherche. Avant de se pencher sur cette question, nous aborderons tout d'abord celle de la qualité des données. En effet, même si c'est un fait souvent ignoré, l'un des principes de base de l'estimation et de l'inférence c'est la qualité des données. La recherche empirique implique généralement plusieurs transformations de données avant d'obtenir les séries utilisables pour l'estimation d'un modèle économique. Est-il possible d'améliorer la qualité des données en changeant certaines procédures et, de là, améliorer la qualité des travaux empiriques ?

Nous étudions également les développements récents sur le sujet du préfiltrage des données en rapport avec les propriétés statistiques des procédures d'inférence telles que l'estimateur des moindres carrés ordinaires, dans le contexte de modèles linéaires dynamiques. Sims (1974) et Wallis (1974) ont exploré la nature du biais asymptotique dû au bruit saisonnier dans un modèle de régression linéaire et analysé les propriétés statistiques de l'ajustement saisonnier dans des régressions où les données ajustées et non ajustées étaient utilisées. L'un des résultats est que le filtrage linéaire ne produit pas de biais asymptotique tant qu'on utilise un filtre uniforme. Des travaux récents de Ghysels et Perron (1993) et Ghysels et Lieberman (1993) analysent également l'estimation et les tests d'hypothèses ainsi que l'effet de l'ajustement saisonnier. Ces auteurs considèrent le cas du modèle de régression dynamique le plus simple, le modèle AR univarié, et étudient le biais dû au filtrage sur le comportement de l'estimateur des moindres carrés de la somme des coefficients autorégressifs.

Il faut toutefois reconnaître que l'estimation de modèles économétriques à partir de données non ajustées comporte également des désavantages. Sims (1974) a soulevé des questions importantes à cet égard qui ont encore émergé récemment [Sims, 1993 et Hansen et Sargent, 1993]. Ce sujet sera également abordé, ainsi que les travaux récents sur les tests de non stationnarité avec des séries chronologiques saisonnières.

1. AJUSTEMENT SAISONNIER ET QUALITÉ DES DONNÉES

Les agences de statistique, comme Statistique Canada, collectent un nombre important de séries économiques qui sont désaisonnalisées. Les données brutes collectées et publiées ne peuvent pas toujours être utilisées directement par les économistes. Très souvent, plusieurs transformations ont lieu avant d'obtenir les séries désirées. Par exemple, la série nominale désaisonnalisée des dépenses de consommation n'est pas directement utilisable et on doit plutôt calculer la série de consommation *réelle* ou de la consommation réelle *per capita*. En conséquence, les données brutes sont dégonflées par la série des prix et par la série de population. En pratique, la série de consommation nominale et d'autres séries

sont collectées, ajustées et publiées. Ce sont ces séries publiées qui sont combinées pour produire la série chronologique désirée.

Ghysels et Karangwa (1989) et Ghysels (1993b) ont démontré que la pratique décrite ci-dessus est presque toujours inefficace si le problème d'ajustement des données est conçu comme un problème d'extraction du signal, comme souvent les problèmes d'ajustement pour effets de saisons sont formulés en théorie. Utilisant encore l'exemple de la consommation, l'argument peut être présenté de la façon suivante. Le *signal* d'intérêt n'est pas la composante non saisonnière de la série nominale, mais plutôt celle de la série réelle ou de la série réelle *per capita*. Bien évidemment, les séries des prix et de la population ne sont pas des composantes non observées de la consommation nominale, mais plutôt des composantes observées. Si l'objectif est d'obtenir des estimations de la composante non saisonnière de la série réelle ou *per capita*, alors les prix et la population constituent « un bruit » pouvant être enlevé avant la désaisonnalisation. En renversant l'ordre des transformations, l'ajustement saisonnier arrivant en dernier lieu, on pourrait potentiellement améliorer l'efficacité de l'extraction de la série d'intérêt (en termes de l'erreur quadratique moyenne). Ghysels et Karangwa (1989) concentrent leur attention au cas le plus simple où deux transformations ont lieu, l'une étant l'ajustement saisonnier. Le titre de l'article « Nominal versus Real Seasonal Adjustment » met l'accent sur le fait que la seconde transformation est le dégonflement par les prix. Cet exemple est utilisé, car les agences statistiques collectent un nombre important de séries économiques qui sont nominales ou en dollars courants. Étant donné que les économistes préfèrent séparer les fluctuations de quantités des fluctuations de prix, la plupart de ces séries sont ajustées et dégonflées. Naturellement, on doit mettre l'accent sur le fait que le dégonflement par les prix n'est pas le seul cas où le problème posé en haut s'applique [1].

Alors qu'on ne pose pas la question à savoir si l'ajustement saisonnier est approprié ou non, on doit remarquer, néanmoins, qu'il soulève des questions pratiques relativement importantes. Si l'ajustement saisonnier doit être précédé par les autres transformations, on a besoin, ensuite, de collecter des données non ajustées, d'appliquer les transformations requises et de désaisonnaliser la série d'intérêt. À moins que les agences de statistiques puissent fournir la série d'intérêt immédiatement, on devrait essayer de rendre les séries non ajustées plus disponibles. Actuellement, la plupart des agences statistiques et des banques de données (telles que Cansim et CITIBASE, par exemple) publient des séries nominales ajustées et des séries de prix séparément [2].

---

1. Un exemple pourrait illustrer ce point. Le nombre d'heures de travail d'une industrie peut être la première série. Elle est ajustée et publiée. La série d'intérêt est néanmoins celle des heures de travail par travailleur. Dans ce cas, le chercheur collecte des données sur le nombre de travailleurs et construit la série désirée en combinant les données. Aucune de ces séries n'est nominale. Ce qui est important, c'est le fait que plusieurs séries sont combinées pour produire une série particulière d'intérêt.

2. Il faut bien noter quand même qu'au Canada, les séries non ajustées sont plus facilement disponibles qu'aux États-Unis par exemple.

Un résultat très différent s'obtient lorsque l'ajustement saisonnier n'est plus considéré comme un problème d'extraction optimale du signal. Ghysels (1993b) montre que l'ordre des transformations n'a pas d'importance lorsqu'un filtre uniforme est utilisé. Plus important, il est aussi démontré que l'application du filtre uniforme peut facilement mener à un ajustement plus efficace (en termes de l'erreur quadratique moyenne) que d'appliquer un filtre optimal suivi par le dégonflement ou autres transformations. La plupart des procédures d'ajustement, contrairement au filtre optimal, sont indépendantes des données[3]. La question à savoir si les procédures d'ajustement saisonnier univarié devraient être uniformes pour toutes les séries, comme c'est le cas avec les programmes X-11 et X-11 ARIMA, et donc être sous-optimales d'un point de vue de l'extraction du signal, ou devraient plutôt être adaptées à chaque série individuellement, comme l'exigerait une procédure optimale, est très cruciale [voir, par exemple, section 3 et Sims, 1985 à cet égard].

Il y a également une question plus profonde qui est soulevée par la discussion et les résultats présentés ci-haut. Même si ce fait est rarement reconnu de façon explicite, il est clair que chaque fois qu'on utilise des données ajustées, on fait face à un problème d'erreur dans les variables. Le processus d'ajustement saisonnier d'une série est un processus d'estimation d'une composante non observée identifiée via des hypothèses sur la composante saisonnière. On vient de montrer que le renversement de l'ordre des transformations de données peut réduire la variance de l'erreur d'extraction qui conduit au problème d'erreurs dans les variables lors de l'inférence économétrique. En général, on ne sait pas dans quelle mesure l'inférence statistique est affectée. Il existe quand même quelques exceptions à la tradition d'ignorer les erreurs dans les variables produites par le filtrage. D'abord, Sargent (1989) décrit, dans un article élégant, deux modèles d'une agence publiant des données sur une économie dynamique, stochastique et linéaire. Le premier modèle est ce qu'on appelle un schéma classique d'erreur de mesure, alors que dans le second modèle, l'agence utilise une méthode de filtrage optimal pour construire des estimateurs des moindres carrés des vraies variables. Il conclut que les deux types de méthodes ont des implications différentes pour l'identification et l'estimation des modèles. Un deuxième article, traitant d'un sujet un peu différent, constitue également une exception à la pratique d'ignorer les erreurs dans les variables. Bell et Wilcox (1993) étudient l'importance des erreurs d'échantillonnage dans les données de recensement du commerce de détail de l'*U.S. Census Bureau* qui constituent un ingrédient important dans la construction des séries de dépenses de consommation personnelle. Comme l'enquête est périodique, ils construisent un modèle de séries chronologiques saisonnier pour l'erreur d'échantillonnage dans les estimations

3. Il convient d'attirer l'attention sur l'interprétation de l'usage des filtres uniformes. Une procédure comme X-11-ARIMA [voir Dagum, 1983] implique l'utilisation d'un filtre non uniforme lorsque le filtre complet à deux côtés n'est pas utilisé parce que les réalisations passées, présentes et futures ne sont pas encore disponibles. Comme la procédure utilise des modèles ARIMA pour prédire les observations manquantes, elle résulte en un ajustement dépendant des données.

d'enquêtes mensuelles. Ils concluent, de façon convaincante, que les erreurs d'échantillonnage devraient être prises au sérieux dans toute tentative de dériver des implications économiques à partir de la modélisation de données de séries chronologiques provenant d'enquêtes périodiques [4].

2. AJUSTEMENT SAISONNIER ET LES PROPRIÉTÉS ASYMPTOTIQUES DE L'ESTIMATEUR DES MOINDRES CARRÉS ORDINAIRES

La saisonnalité dans des modèles de régression est un sujet étudié dans plusieurs manuels d'économétrie. On fait l'hypothèse d'un modèle univarié de composante non observée pour chaque série rentrant dans le modèle de régression. La saisonnalité est ainsi considérée comme une source de fausses corrélations dans un modèle de régression linéaire. Donc, un cadre univarié est adopté pour discuter de modèles multivariés. En conséquence, il n'est pas surprenant de trouver l'hypothèse que la composante saisonnière produit du « bruit » dans les données qui empêche de recouvrir les relations cycliques présentant plus d'intérêt direct. En général, on adopte l'idée que la saisonnalité dans une série ne peut être considérée comme un phénomène isolé. En conséquence, on fait l'hypothèse que les composantes saisonnières et non saisonnières de chaque série entrant dans la régression sont reliées par une relation différente pour chacune des composantes. Ainsi, on ne tient nullement compte des arguments théoriques que, dans un modèle multivarié, la composante saisonnière produit des réponses non saisonnières et vice versa [voir Ghysels, 1988 ; 1993a]. La principale préoccupation de cette littérature se limite à savoir si la saisonnalité devrait être incorporée de façon explicite dans le modèle ou plutôt être traitée dans une étape antérieure à l'estimation. Le cadre standard peut être formalisé comme suit [en adoptant la notation de Sims, 1974] :

$$y_t^{ns} = x_t^{ns} * b^{ns} + u_t^{ns} \tag{2.1}$$

$$y_t^{s} = x_t^{s} * b^{s} + u_t^{s} \tag{2.2}$$

où u_t^i est orthogonal à x_t^i pour $i = ns$, s et tous les processus stochastiques $\{y_t^i, x_t^i, u_t^i, i = ns,s\}$ sont stationnaires en covariance. La notation tient lieu de :

$$x_t^i * b^i = \sum_{s=-\infty}^{+\infty} b^i(s)x^i(t-s) \quad i = s, ns \tag{2.3}$$

Naturellement, on adopte la décomposition univariée et on définit les données brutes observées x_t et y_t comme suit :

$$y_t = y_t^{ns} + y_t^{s} \tag{2.4}$$

$$x_t = x_t^{ns} + x_t^{s}. \tag{2.5}$$

4. Voir également M.G. Dagenais et D.L. Dagenais (1993) sur les effets des erreurs dans les variables sur l'estimation.

Ce qui produit la régression linéaire :

$$y_t = x_t * b + u_t. \tag{2.6}$$

Il y a trois opérateurs polynomiaux de retard qui sont distincts : (1) b^{ns} projetant les composantes non saisonnières sur les parties non saisonnières, (2) b^s projetant les composantes saisonnières sur les composantes saisonnières et, finalement, (3) b projetant la série non ajustée y_t dans x_t. Même si on l'a déjà mentionné, il convient de rappeler que la modélisation fait l'hypothèse, du moins implicitement, que b^{ns} et b^s sont des polynômes préservant la fréquence [5]. Autrement, d'après les équations (2.1) et (2.2), y_t^{ns} et y_t^s ne rempliraient pas les conditions habituelles pour l'identification.

Les équations (2.1) à (2.6), qui représentent le cadre habituel, conduisent au problème usuel d'erreurs dans les variables. On étudie alors l'effet du bruit saisonnier sur l'inférence. Sims (1974) et Wallis (1974) ont étudié la nature du biais asymptotique dû au bruit saisonnier dans un modèle de régression linéaire et analysé les propriétés statistiques de l'ajustement saisonnier dans les régressions lorsque des données ajustées et non ajustées son utilisées. L'un des résultats de base est que le filtrage linéaire ne produit pas de biais asymptotique tant que le filtre est uniforme. Ce résultat de base montrant qu'un filtrage uniforme laisse l'estimateur des moindres carrés ordinaires sans biais s'applique aux modèles de régression avec variables indépendantes *strictement exogènes*. Ce qui arrive, par exemple, dans les modèles de régression dynamiques comportant des variables avec retards est moins clair. Le point central du travail récent de Ghysels et Perron (1993) est également l'inférence et les tests d'hypothèses, et comment ils sont affectés par l'ajustement saisonnier. Ils étudient le cas du modèle de régression dynamique le plus simple, à savoir le modèle AR, et étudient l'effet du filtrage sur l'estimateur des moindres carrés de la somme des coefficients autorégressifs. On trouve l'existence d'un biais lorsque le processus ne contient pas de racine unitaire. Inversement, lorsque le processus autorégressif a une racine unitaire unique, alors l'estimateur des moindres carrés du premier paramètre autorégressif est convergent et le filtrage n'affecte pas la distribution asymptotique [6]. Le biais asymptotique vers le haut dans le cas stationnaire a des implications importantes sur la mesure et la puissance des tests de racine unitaire.

---

5. C'est-à-dire des phénomènes saisonniers ne pouvant pas contenir des réactions aux fréquences non saisonnières. Si on suivait l'approche présentée à la section I.2 de Ghysels (1993a), utilisant le cadre de « réponses à une impulsion » dans le contexte du modèle de régression linéaire (2.6), on obtiendrait plutôt :

$$y_t = [x_t^{ns} * b + u_t^{ns}] + [x_t^s * b + u_t^s]$$

où y_t est décomposé en deux parties, l'une apparaissant dans les premier crochets provenant du choc non saisonnier et l'autre partie, causée par les chocs saisonniers x_t^s et u_t^s, apparaissant dans les seconds crochets.

6. Ce résultat tient pour les filtres symétriques dont la somme des poids est 1. L'approximation linéaire de X-11 a cette propriété. Voir Ghysels et Perron (1993) pour les détails.

Des efforts considérables ont été consacrés à la caractérisation de la distribution asymptotique et de petits échantillons des tests de racine unitaire ainsi que leurs propriétés de puissance avec des données non filtrées. Pourtant, dans plusieurs études pratiques, l'hypothèse de racine unitaire est testée non pas sur des données brutes, mais sur des données filtrées telles que les données mensuelles et trimestrielles ajustées avec le filtre X-11. Ghysels (1990a) a montré que l'utilisation de données ajustées soulevait plusieurs problèmes pratiques tels que (1) le lissage des données et (2) l'introduction de non-linéarités dues au filtrage [voir aussi Ghysels, Granger et Siklos, 1993]. Il montrait également que l'évidence selon laquelle il existe une racine unitaire dans la série du PNB était moins concluante lorsqu'on utilisait des données non désaisonnalisées[7]. Afin d'évaluer l'importance de cet effet, Ghysels et Perron considèrent l'effet du filtrage sur le comportement de l'estimateur des moindres carrés dans un modèle autorégressif de premier ordre ainsi que l'estimateur des moindres carrés de la somme des coefficients autorégressifs dans une régression AR(p). Ces modèles sont importants, car ils forment la base des tests de racine unitaire considérés. Ghysels et Perron quantifient le biais asymptotique ne tombant jamais à zéro pour une variété de spécifications paramétriques quand des données filtrées sont utilisées. On se rend compte que la taille du biais peut être considérable particulièrement quand le modèle comporte une composante saisonnière et que la longueur de l'autorégression est inférieure à la période saisonnière. Les calculs du biais apparaissant dans le travail de Ghysels et Perron ont quelques implications pratiques intéressantes pour les tests de racine unitaire. Ils montrent en effet que le biais dans la somme des coefficients autorégressifs est substantiel, à moins que l'ordre de l'autorégression estimée soit au moins aussi grand que la période saisonnière lorsqu'il existe une corrélation aux décalages saisonniers dans les données originales et qu'on a appliqué le filtre X-11. L'implication pratique sur les tests de racine unitaire de type Dickey-Fuller est que l'on doit estimer une autorégression d'un ordre au moins aussi grand que la période saisonnière en vue d'éviter un biais substantiel. Ainsi, l'ajustement saisonnier des données ne promet pas une réduction dans l'ordre de l'autorégression. Ceci est dû au fait que même si l'ajustement saisonnier élimine la corrélation dans les données aux fréquences saisonnières (bien qu'imparfaitement), il induit un biais dans la fonction d'autocorrélation aux décalages inférieurs à la période saisonnière qui ne s'éteint pas même asymptotiquement.

Dans la plupart des applications pratiques du test de Dickey-Fuller (1979, 1981) avec des données ajustées, on ne suit pas cette stratégie, mais on considère plutôt de courts retards parce qu'on pense que l'ajustement saisonnier enlève l'autocorrélation saisonnière et ne produit pas d'autre effet à côté. Étant donné

7. De « faux » résultats sur les racines unitaires dus à l'ajustement saisonnier ont été également rapportés par Lee et Siklos (1990). Jaeger et Kunst (1990) ont étudié l'effet de l'ajustement saisonnier sur les mesures de persistance.

qu'il faut une autorégression d'un ordre au moins aussi grand que la période saisonnière pour les données ajustées, on doit s'attendre à ce qu'un test de racine unitaire sur les données non ajustées ait plus de puissance qu'un test sur des données ajustées. En effet, ce dernier ne permet pas de réduction dans la longueur de l'autorégression estimée (ce qui permettrait d'accroître la puissance), mais il induit un biais dans la statistique d'intérêt[8].

Pour finir, il faut aussi noter que Ghysels et Lieberman (1993) ont récemment été capables d'évaluer l'effet de filtrage sur la distribution de petits échantillons de l'estimateur mco via une méthode d'approximation selon le principe de Laplace.

3. LE COMPROMIS ENTRE LE BIAIS ET LES ERREURS D'APPROXIMATION

Les arguments présentés jusqu'à maintenant sont en faveur de la spécification d'un modèle prenant en compte la saisonnalité de façon explicite et de l'estimation avec des données non ajustées. Néanmoins, l'estimation de modèles économétriques avec des données non ajustées génère un nombre de problèmes. Le but de cette section est de revoir les récents développements sur l'estimation économétrique de séries chronologiques saisonnières découlant de ces problèmes.

Sims (1974, 1993) avance que malgré tous les arguments en faveur de l'utilisation de données non ajustées, on pourrait être amené à utiliser des données ajustées. Sims (1974) a observé que l'estimateur des moindres carrés de l'équation polynomiale b (2.6) minimise une moyenne pondérée des différences carrées entre les équations transformées de Fournier $\tilde{b}$ et b (où $\tilde{b}$ est l'estimateur des moindres carrés de b) avec les poids donnés par la densité spectrale de x_t, notée s_t. En d'autres termes, l'estimateur des moindres carrés minimise la quantité suivante :

$$\int_{-\pi}^{\pi} s_t(w)\left|\tilde{b}(w) - b(w)\right|^2 dw. \tag{3.1}$$

Parce que la différence $\left|\tilde{b}(w) - b(w)\right|^2$ reçoit une forte pondération dans la fonction de critère des moindres carrés, on s'attend à ce que le *trade-off* de biais

8. Ghysels et Perron démontrent également dans leur analyse qu'il y a des effets encore plus prononcés sur le comportement des statistiques de Philips et Perron (1988). L'élément important est que ces statistiques sont basées sur une autorégression de premier ordre estimée quelle que soit la structure d'autocorrélation des données [voir aussi Phillips, 1987]. Les résultats indiquent qu'aussi longtemps qu'il y a de la saisonnalité dans les données, le test de Philips-Perron sera biaisé vers le non-rejet si des données ajustées sont utilisées. Cette perte de puissance est due au fait que les filtres saisonniers induisent un biais substantiel dans l'autocorrélation de premier ordre des données quand il y a une autre corrélation saisonnière. D'un point de vue asymptotique, les tests de Phillips-Perron auront plus de puissance avec des données non ajustées. Ghysels et Perron font également une étude de petits échantillons mettant l'accent sur la taille et la puissance des tests de Dickey-Fuller et Phillips-Perron et montrent que souvent il y a une perte de puissance.

à travers les fréquences impose une lourde pénalité à un mauvais ajustement de la fréquence saisonnière. Sims (1974) a fait cette observation dans le contexte d'un simple modèle (non structurel) à retards échelonnés. L'argument a été récemment étudié dans un contexte plus large des modèles d'attentes rationnelles. Dans ces modèles, les attentes rationnelles imposent des restrictions non triviales aux fréquences qui rendent difficile la tâche de distinguer l'effet des chocs saisonniers et non saisonniers. À part la raison évidente que les données ajustées introduisent des biais importants et effacent une information importante sur les dynamiques, Sims (1993) argumente que l'utilisation de données ajustées pourraient, dans certains cas, produire une meilleure estimation de certains paramètres. L'argument est basé sur le fait que la fonction de perte (3.1) met trop l'accent sur l'ajustement aux fréquences saisonnières, tandis qu'avec l'ajustement saisonnier, les autres fréquences sont mieux représentées dans la fonction de perte. Étant donné que les sommets spectraux aux fréquences saisonnières exagèrent les erreurs d'approximation à ces fréquences, on pourrait avoir de pires résultats si l'on estimait les paramètres structurels non reliés aux fluctuations saisonnières. L'argument est essentiellement basé sur les erreurs d'approximation, c'est-à-dire les erreurs de spécification du modèle économique aux fréquences saisonnières et autres. Hansen et Sargent (1993) ont développé un cadre général pour évaluer les erreurs d'approximation dans une estimation basée sur le maximum de vraisemblance et l'ont utilisé pour évaluer les arguments de Sims. Le résultat-clé est l'expansion dans le domaine des fréquences pour le critère que minimisent de façon implicite les estimateurs du maximum de vraisemblance d'un modèle mal spécifié. Le lien fondamental entre l'estimation de maximum de vraisemblance et le critère d'information de Kullback et Leibler (1951) est utilisé dans le contexte de modèles de séries chronologiques vectorielles stationnaires, ergodiques, linéaires et gaussiennes[9]. Plus spécifiquement, considérons le processus $\{Y_t\}$ avec la moyenne de population V et la densité spectrale $F(\varpi)$ où $-\pi \leq \varpi \leq \pi$[10]. Hansen et Sargent considèrent le cas où l'économètre ajuste un modèle d'approximation paramétrisé par le vecteur δ et produit une moyenne $\mu(\delta)$ ainsi qu'une densité spectrale $G(W,\delta)$, $-\pi \leq \varpi \leq \pi$. Utilisant les résultats de Hannan (1973), Dunsmuir et Hannan (1976) et Deistler, Dunsmuir et Hannan (1978), Hansen et Sargent démontrent

9. Le cadre de Hansen et Sargent inclut aussi des modèles de séries chronologiques linéaires périodiques qui sont empilés dans un processus vectoriel invariant dans le temps.

10. Quant $\{Y_t\}$ est un vecteur empilé, alors la moyenne V est un vecteur empilé de moyennes saisonnières et la densité spectrale des composantes individuelles peut être retrouvée par la formule de Tiao-Grupe présentée par Hansen et Sargent (1991).

que l'estimateur de vraisemblance maximum de δ pour le modèle mal spécifié converge presque sûrement le minimisateur de :

$$A(\delta) = A_1(\delta) + A_2(\delta) + A_3(\delta) \tag{3.2}$$

où $A_1(\delta) \equiv \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} \log det\, G(\omega, \delta) d\omega$

$$A_2(\delta) \equiv \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} tr[G(\omega, \delta)^{-1} F(\omega)] d\omega$$

$$A_3(\delta) \equiv [V - \mu(\delta)]' G(0, \delta)^{-1} [V - \mu(\delta)].$$

Quand le modèle est correctement spécifié, $A_2(\delta)$ et $A_3(\delta)$ disparaissent. Le dernier terme, $A_3(\delta)$ disparaît quand la moyenne est bien spécifiée. Sims (1993) a mis l'accent sur $A_2(\delta)$ suggérant de remplacer $F(\omega)$ par une densité spectrale ajustée $F_s a(\omega)$ en vue de minimiser les sources de mauvaise spécification dans G(ω, δ) où ω est dans les bandes de fréquence saisonnière [11]. Sims (1993) met l'accent sur les exemples où la saisonnalité est une source exogène de fluctuations comme, par exemple, les modèles d'anticipations rationnelles avec des caractéristiques saisonnières pour le processus d'allocation. Dans ces modèles, les processus endogènes, comme la consommation dans un modèle de revenu permanent ou l'acquisition du capital dans un modèle d'investissement, peuvent être saisonniers seulement à cause des processus exogènes qui le sont. Hansen et Sargent (1993) vont plus loin dans leur analyse des sources de mauvaise spécification et considèrent des cas où les données sont générées par un modèle périodique et où l'économiste ajuste incorrectement un modèle apériodique estimé soit avec des données non ajustées, avec ou sans changement dans la moyenne saisonnière du modèle estimé, soit avec des données ajustées [12]. Ils analysent également les cas où les données sont générées par un modèle saisonnier apériodique, avec des sources de saisonnalité endogènes et exogènes, et où l'économètre estime des modèles mal spécifiés, modélisant incorrectement les sources exogènes et endogènes de la saisonnalité. Plusieurs de leurs exemples renforcent les arguments avancés par Sims. Le cadre, néanmoins, est aussi capable de générer des cas qui lui seraient très défavorables. Jusqu'à présent, la discussion a mis l'accent exclusivement sur les biais des estimés de paramètres, ignorant les questions d'efficacité et de tests.

Très souvent, les fréquences saisonnières sont très utiles pour identifier et estimer les paramètres d'intérêt qui déterminent la forme de la fonction de

11. Contrairement à Hansen et Sargent (1991), Sims n'a pas considéré les modèles périodiques. Avec les modèles apériodiques, le troisième terme, $A_3(\delta)$, disparaît habituellement, sauf si la moyenne globale est mal spécifiée.

12. L'ajustement saisonnier est fait en filtrant les fréquences saisonnières et en laissant les autres fréquences intactes.

transfert aux autres fréquences. Le modèle de coûts d'ajustement exposé dans Ghysels (1988) peut servir d'exemple. Dans ce modèle, les fréquences saisonnières donnent beaucoup d'information et aident à diminuer le paramètre de coût d'ajustement. Une recherche plus poussée dans ce domaine sera sûrement très stimulante.

4. INTÉGRATION SAISONNIÈRE, COÏNTÉGRATION ET AUTRES DÉVELOPPEMENTS

Nous abordons maintenant un ensemble de questions très différentes. De façon typique, les données ajustées et non ajustées sont non stationnaires. Ces dernières années, plusieurs économètres se sont penchés sur le sujet de l'estimation économétrique et les tests de modèles paramétriques avec des processus non stationnaires. Au cours de la dernière décennie, une vaste littérature sur les tests de racine unitaire, les tests de coïntégration et tendaces communes, etc., s'est développée. Nous avons certainement une meilleure compréhension de l'effet des tendances déterministes et stochastiques sur la distribution des paramètres estimés et des tests. La présence de saisonnalité comporte des difficultés et dimensions supplémentaires. On connaît relativement peu de choses sur les questions de base mentionnées ci-haut, à savoir les tests de non stationnarité et de tendances communes dans le contexte de processus non stationnaires saisonniers. Dans cette section, nous exposerons les développements récents dans le contexte saisonnier.

L'utilisation de données non ajustées complique les tests de racine unitaire. Traditionnellement, l'attention a été concentrée sur un processus générateur de données caractérisé par une racine unitaire sous l'hypothèse nulle et par un processus stationnaire avec tendance linéaire sous l'hypothèse alternative[13]. Pour les séries saisonnières, il y a typiquement quatre genres de processus générateurs de données qui ont été fréquemment utilisés. Pour le cas trimestriel, ils sont définis de la façon suivante: soit (1) y_t un processus univarié, (2) η^i_t un processus stationnaire qui n'est pas nécessairement un bruit blanc, et (3) D^S_{it} un ensemble de variables auxiliaires saisonnières avec $i = 1, ..., 4$. Les quatre types de processus sont définis comme :

$$(1 - L)(1 - L^4)y_t = \eta^1_t \tag{4.1}$$

$$(1 - L^4)y_t = a_0 + \eta^2_t \tag{4.2}$$

$$(1 - L)y_t = \sum_{i=1}^{4} \delta_i D^S_{it} + \eta^3_t \tag{4.3}$$

$$y_t = a_{1t} + \sum_{i=1}^{4} \delta_i D^S_{it} + \eta^4_t. \tag{4.4}$$

13. Une alternative qui présente beaucoup d'intérêt est le processus avec tendance brisée, voir, par exemple, Perron (1989), Christiano (1992), Zivot et Andrews (1992), Banerjee *et al.* (1992), entre autres. Ghysels (1990c, 1991b) propose un processus saisonnier avec des traits semblables au modèle de tendance brisée. Ces spécifications seront présentées à la fin de la section.

Ils représentent les cas de caractérisations univariées les plus communes pour les séries non stationnaires avec saisonnalité.

Le processus de sélection du modèle pose plusieurs difficultés. Des cas spéciaux de (4.1) à (4.4) peuvent couvrir la même structure stochastique. Bell (1987) montre, par exemple, que lorsque $\theta \rightarrow 1$ dans $(1 - L)(1 - L^4)\, y_t = (1 - \theta L^4)\, \eta_t$, on obtient un modèle du type (4.3) avec $\delta_i \neq 0\ \forall i$. De même, lorsque $\theta \rightarrow 1$dans $(1 - L^4)\, y_t = (1 - \theta L^4)\, \eta_t$, on obtient un modèle du type (4.4) avec $a_1 = 0$ et $\delta_i \neq 0$ pour $\forall i$. Ainsi, lorsque la racine de la partie MA saisonnière approche 1, avec une racine de la même fréquence dans le polynôme AR, on obtient ce que l'on appelle une composante saisonnière déterministique. Des arguments similaires et plus familiers s'appliquent aux racines dans les polynômes autorégressifs et distinguent les tendances stochastiques des tendances déterministiques. En principe, les modèles (4.1) à (4.3) ont tous au moins une racine sur le cercle unité. La plupart des tests développés dans la littérature considèrent le modèle (4.3) sous l'hypothèse nulle contre (4.4) comme alternative explicite (souvent sans variables auxiliaires saisonnières, puisqu'on considère des données non saisonnières ou désaisonnalisées). En autant que (4.1) et (4.2) ont une racine unitaire, on peut, en principe, considérer d'appliquer ces tests à des données générées par (4.1) et (4.2), mais on note que les conditions de régularité des tests de racine unitaire sont violées. Plus précisément, le polynôme $(1 - L^4)$ peut s'écrire comme $(1 - L)(1 + L)(1 - \sqrt{-1}L)(1 + \sqrt{-1}L)$. Ainsi, il est impropre de prendre l'hypothèse nulle (4.3) que toutes les racines AR sont stationnaires (et réelles) lorsque (4.1) ou (4.2) est le vrai processus générateur de données. Plusieurs tests ont été spécifiquement développés pour les modèles (4.1) et (4.2) par Hasza et Fuller (1982), Dickey, Hasza et Fuller (1984), Osborn, Chui, Smith et Birchenhall (1988), ainsi que Hylleberg, Engle, Granger et Yoo (1990), le dernier souvent appelé le test HEGY.

Les tests proposés par Hasza et Fuller, pour le modèle (4.1), et ceux développés par Dickey, Hasza et Fuller, qui s'appliquent au modèle de racine saisonnière (4.2), utilisent une approche très semblable au test usuel de Dickey et Fuller. Trois tests ont été développés par Hasza et Fuller (1982). Le premier était basé sur la régression :

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 (y_{t-1} - y_{t-5}) + \beta_3 (y_{t-4} - y_{t-5}) + \sum_{j=1}^{p} \phi_j X_{t-j} + \varepsilon_t \tag{4.5}$$

où $X_t = (1 - L)(1 - L^4)\, y_t$ et ε_t est i.i.d., normal avec la variance σ^2. L'hypothèse nulle $\beta_1 = 1$, $\beta_2 = 0$ et $\beta_3 = 1$ implique que :

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 \ldots \phi_p L^p)(1 - L)(1 - L^4) y_t = \varepsilon_t \tag{4.6}$$

où le polynôme AR $(1 - \phi_1 L \ldots \phi_p L^p)$ n'a pas de racine au cercle unité. Les paramètres de nuisance ϕ_1 ainsi que l'ordre p ne sont pas spécifiés et doivent donc être respectivement estimés et déterminés. Les deux autres tests proposés par Hasza et Fuller sont basés sur la régression :

$$y_t = \alpha_{0t} + \sum_{j=1}^{4} \alpha_j D_{jt} + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-4} + \beta_3 y_{t-5} + \varepsilon_t \tag{4.7}$$

L'hypothèse nulle du second test est $\alpha_i = 0 \ \forall i$, $\beta_1 = \beta_2 = 1$, et $\beta_3 = -1$. Les tests basés sur (4.7) ont une alternative explicite d'une tendance linéaire et d'une partie saisonnière déterministe. Malheureusement, l'hypothèse alternative est assez restrictive, puisqu'on admet seulement des innovations bruit blanc. L'hypothèse nulle dans les tests de Hasza-Fuller est un modèle multiplicatif saisonnier avec une racine unitaire non saisonnière. Évidemment, le rejet d'une telle spécification peut être dû au fait que l'hypothèse d'une racine saisonnière ou d'une racine unitaire est inappropriée. Osborn, Chui, Smith et Birchenhall (1988) (ci-après OCSB) suggèrent une stratégie qui fait une extension de l'approche de Hasza et Fuller par des tests-t à un côté qui permettent la stratégie de tester un modèle multiplicatif contre soit la spécification d'une racine saisonnière, soit d'une racine unique. Osborn (1990) fait une extension de l'approche de OCSB pour inclure un *drift*.

Dickey, Hasza et Fuller (1984) ont proposé plusieurs tests pour le modèle à racine unitaire saisonnière (4.2). Sous l'hypothèse nulle, on suppose que :

$$(1 - \phi_1 L - \ldots \phi_p L^p)(1 - L^4) y_t = \varepsilon_t. \tag{4.8}$$

Ici encore, ε_t est bruit blanc et les polynômes AR satisfont les conditions habituelles. La régression (4.8) suggère encore une approche semblable au modèle de Dickey-Fuller augmenté, utilisant soit un test-t sur le coefficient du quatrième retard, soit le biais normalisé du coefficient estimé. Se basant sur leurs propriétés de puissance, Dickey, Hasza et Fuller suggèrent d'utiliser le test statistique du biais normalisé qui s'avère avoir généralement les meilleures propriétés de puissance.

Dans une série d'articles, Engle, Granger et Hallman (1989), Hylleberg, Engle, Granger et Yoo (1990) proposent une approche très différente pour tester les racines saisonnières [14]. On a noté, auparavant, qu'un processus stochastique trimestriel à racines unitaires saisonnières, a quatre racines de module 1, une à la fréquence zéro, une avec un cycle bisannuel et une paire de racines complexes de cycle annuel. Un désavantage important des tests de racines unitaires saisonnières présentés jusqu'à présent est qu'ils imposent une racine unitaire à chacune des quatre fréquences. Chacune de ces racines peut être testée séparément

14. Des extensions sont présentées par Engle, Granger, Hylleberg et Lee (1990), Ghysels, Lee et Noh (1993), Ghysels, Lee et Siklos (1992).

dans la nouvelle approche proposée. Le test proposé suit le cadre de Dickey-Fuller et est basé sur l'équation de régression auxiliaire suivante :

$$\psi(L)(1-L^4)y_t = \alpha_{0t} + \sum_{j=1}^{4} \alpha_j D_{jt} + \theta_1 y_{1t-1} + \theta_2 y_{2t-1} + \theta_3 y_{2t-2} + \theta_4 y_{3t-1} + \varepsilon_t \qquad (4.9)$$

où $y_{1t} = (1 + L + L^2 + L^3)\, y_t$ est le processus y_t ajusté pour les racines unitaires saisonnières aux fréquences $\pi/4$, $\pi/2$ et $3\pi/4$. De même, $y_{2t} = -(1 - L + L^2 - L^3)$ est le processus ajusté pour les racines à la fréquence zéro, aux fréquences $\pi/4$ et $\pi/2$ et $y_{3t} = -(1 - L^2)\, y_t$ s'occupe des racines à zéro et un et demi. Finalement, $\psi(L)$ est une expansion polynomiale AR semblable à celle du test de Dickey-Fuller augmenté. Un ensemble de quatre variables auxiliaires saisonnières et une tendance linéaire sont également inclus. Le test d'une racine unitaire à la fréquence zéro contre une alternative stationnaire est un test-t pour $\theta_1 = 0$ contre $\theta_1 < 0$. Le test a la même distribution asymptotique que la distribution de Dickey-Fuller. La même distribution asymptotique peut être utilisée pour tester la présence d'une racine à la fréquence $\pi/2$ via un test-t pour $\theta_2 = 0$ contre $\theta_2 < 0$. Pour tester la paire de racines complexes, il faut utiliser un test-F dont la distribution se trouve dans Hylleberg, Engle, Granger et Yoo (1990). Augmenter la régression auxiliaire (4.9) avec des valeurs retardées de la variable dépendante $(1 - L^4)\, y_t$ via le polynôme $\psi(L)$ n'a pas d'effet sur la distribution asymptotique des tests.

Une variété de tests de racine unitaire ont été appliqués par Engle, Granger et Hallman (1989), Engle, Granger, Hylleberg et Lee (1990), Ghysels (1990), Ghysels, Lee et Siklos (1992), Hylleberg, Engle, Granger et Yoo (1990), Lee et Siklos (1990), Osborn, Chui, Smith et Birchenhall (1988) ainsi que Osborn (1990), entre autres. Malgré sa popularité dans la littérature sur les séries univariées (cf. le modèle de lignes de l'air de Box-Jenkins), il n'y a presque pas de support empirique pour le modèle saisonnier multiplicatif de l'équation (4.1). En ce qui concerne les racines saisonnières, l'évidence est mitigée même si la tendance est de les rejeter [15]. Finalement, la possibilité de l'existence de racines unitaires saisonnières a conduit Hylleberg, Engle, Granger et Yoo (1990) à étendre la notion de racines communes, c'est-à-dire de coïntégration, pour inclure les racines saisonnières. Ils suggèrent des tests pour la coïntégration saisonnière, mais l'évidence supportant l'existence de coïntégration saisonnière est rare [16].

---

15. Beaulieu et Miron (1993), Ghysels (1990) et Ghysels, Lee et Siklos (1990) rejettent l'hypothèse de racine unitaire saisonnière dans la plupart des séries majeures agrégées de l'économie américaine. Osborn (1990), Lee et Silklos (1990) obtiennent les mêmes résultats avec les données anglaises et canadiennes. Hylleberg, Engle, Granger et Yoo (1990) et Osborn (1990) publient des résultats contradictoires sur la consommation non durable au Royaume-Uni.

16. Engle, Granger, Hylleberg et Lee (1990) publient des résultats supportant l'hypothèse de coïntégration saisonnière en utilisant des données japonaises sur la consommation et le revenu sur 67 :1-87 :4. Ils trouvent la cointégration saisonnière seulement à la fréquence $\pi/4$, mais pas à la fréquence zéro. Lee (1992) et Lee et Siklos (1990) ont étendu l'approche de maximum de vraisemblance appliquée à la coïntégration [Johansen, 1988] à des cas de coïntégration saisonnière.

5. SAISONNALITÉ ET POINTS DE RETOURNEMENT, MODÈLES DE DURÉE ET CHANGEMENT STRUCTUREL

Dans un article récent, Ghysels (1990c) suggère que les tests de racines unitaires saisonnières pourraient soulever d'autres complications considérables qui ont été ignorées. Le point de base est de prendre les données de cycle économique d'après-guerre du NBER via les points tournants, les points de repère des expansions et des contractions. Les changements de moyenne saisonnière sont estimés pour une classe large de séries macroéconomiques trimestrielles durant les expansions et les contractions, et on vérifie si les variables auxiliaires saisonnières sont significativement différentes d'un régime à l'autre. Les résultats sont frappants. Dans la majorité des cas, on trouve des différences significatives dans la structure saisonnière des deux régimes. Canova et Ghysels (1992) confirment ces résultats en utilisant des tests plus sophistiqués proposés par Dufour, Ghysels et Hall (1993) pour tester la stabilité structurelle de la saisonnalité. Le fait que les changements de moyenne saisonnière durant les expansions diffèrent des parties saisonnières en dépression indique clairement qu'il existe une interaction non triviale entre ce qu'on appelle habituellement les fluctuations saisonnières et les autres composantes. Il implique aussi que les effets saisonniers, définis sur la base d'hypothèses d'identification univariée simple, ne sont pas seulement dus au climat, aux congés, etc. De tels résultats suggèrent aussi une asymétrie des lois de mouvement de la structure saisonnière entre les contractions et les expansions du cycle. De telles asymétries du comportement des séries chronologiques pour l'activité économique globale ont été remarquées, entre autres, par Hicks (1950) et Keynes (1936), et ont été analysées empiriquement par Neftci (1984), entre autres.

Le fait qu'au moins les moyennes saisonnières changent d'un régime à l'autre a aussi des implications importantes pour les modèles de saisonnalité stochastique et déterministe. D'abord et surtout, ces résultats montrent que le modèle de saisonnalité déterministique standard pourrait ne pas être approprié. De plus, il a été récemment prouvé que la présence de changements de niveaux dans une série chronologique stationnaire biaise les tests usuels de racine unitaire vers le non-rejet [exemple : Perron, 1990a]. Il est clair qu'un même phénomène pourrait apparaître à la fréquence saisonnière. Plus précisément, les changements dans la moyenne saisonnière pourraient amener à accepter incorrectement la présence de racine unitaire à la fréquence appelée saisonnière et donc pourraient affecter les propriétés statistiques des tests pour une racine unitaire saisonnière.

Les résultats empiriques de Ghysels (1990c) suggèrent que ces changements dans la moyenne sont présents. On devrait donc réfléchir plus attentivement aux tests de racines unitaires saisonnières. Ceci pourrait expliquer pourquoi, avec les mêmes données mais provenant de pays différents, ayant présumément connu des types différents de changements, on obtient des résultats mélangés pour les tests de racines unitaires saisonnières.

Quelles questions restent en suspens ? Le problème clé est la nature stochastique du processus de changement δ^E_t. La question est visiblement reliée au problème de supposer la connaissance *a priori* du point de rupture et tester un changement structurel. Dans le cas d'un changement de moyenne unique ou d'un changement dans la tendance linéaire, plusieurs développements récents ont proposé des méthodes statistiques formelles incorporant l'incertitude sur la localisation d'un point de rupture possible dans un ensemble de données avec ou sans tendance. Le processus δ^E_t produit néanmoins une suite de changements de régimes qui rendent les choses plus compliquées. De récents résultats rapportés dans Ghysels (1991b), suggèrent en fait que la chronologie du point de rupture de cycle économique du NBER qui sert de base pour dériver δ^E_t manifeste elle-même un comportement saisonnier. Ceci complique évidemment la situation.

Le fait qu'il semble y avoir un lien entre les points de retournement de l'économie et la saisonnalité, comme déjà mentionné étudié par Ghysels (1991b), est un problème fondamental. En effet, Ghysels (1992a, 1992b) développe une structure périodique markovienne que produisent des changements de régimes non uniformes tout au cours de l'année. Ainsi, la probabilité d'une reprise économique peut être plus élevée au printemps que, par exemple, en hiver. Ces structures périodiques markoviennes produisent aussi la saisonnalité dans les modèles de durée des cycles, car le trimestre ou le mois où un régime commence affecte les propriétés distributionnelles de la durée de ce régime. Cette saisonnalité dans la distribution de durée découle du fait que les probabilités de transitions varient à travers l'année.

Toutes ces dimensions de la saisonnalité sont des thèmes de recherches actuellement en exploration. Ce sont, au fait, des phénomènes non linéaires qui d'ailleurs ne sont pas tout à fait effacés par les filtres (linéaires) standard comme la procédure X-11 du Bureau de Census ou X-11/ARIMA de Statistique Canada.

CONCLUSION

Il est clair que le fait de discuter de la saisonnalité oblige à penser à toutes les questions fondamentales de la théorie et de la pratique économétriques. Cela amène à aborder les questions (1) de la qualité des données, (2) de la spécification et de l'identification de modèles, (3) de l'inférence statistique de base et des tests d'hypothèses. Nous croyons qu'il y aura de la nouvelle recherche qui suscitera beaucoup d'intérêt dans ces domaines au cours des années à venir. La qualité des données est évidemment une question de base. Les données non ajustées sont souvent rares, parce que parfois les techniques d'interpolation sont utilisées pour construire des données trimestrielles et mensuelles à partir d'enquêtes moins fréquentes. Ces techniques ne prennent pas en compte la saisonnalité et ne peuvent donc produire que des données ajustées. L'ajustement saisonnier est aussi souvent utilisé pour prendre en compte les erreurs d'échantillonnage saisonnières dans les enquêtes. Nous pensons qu'en plus des travaux

récents de Sargent (1989) et Bell et Wilcox (1993) sur les erreurs de mesure et d'échantillonnage, la saisonnalité dans les enquêtes en soi est un domaine relativement peu exploré [voir Ghysels et Nerlove, 1988].

S'agissant de la seconde question concernant la spécification et l'identification de modèle, il est clair que nous disposons de techniques pour développer des modèles dynamiques incluant la saisonnalité explicitement. Jusqu'à récemment, il était rare de profiter de tout le potentiel des modèles dynamiques dans leur estimation. Nous nous attendons à voir plus de recherche dans ce domaine, surtout depuis que les solutions techniques à ces modèles dynamiques sont plus accessibles grâce, notamment, aux modèles d'équilibre général dynamiques, linéaires et périodiques étudiés par Hansen et Sargent (1990).

L'inférence statistique des modèles de séries chronologiques saisonnières est également un domaine de recherche peu développé. Les nombreux tests de racines saisonnières développés durant la dernière décennie seront très utiles, mais on a besoin de plus de recherche. Les résultats de base sur les propriétés asymptotiques des estimateurs étudiés par Ghysels et Perron (1993), Hansen et Sargent (1993) et Sims (1993) soulèvent beaucoup de problèmes pour la recherche future.

BIBLIOGRAPHIE

BANERJEE, A., R.L. LUMSDAINE, et J.H. STOCK (1992), « Recursive and Sequential Tests of the Unit Root and Trend Break Hypothesis : Theory and International Evidence », *Journal of Business and Economic Statistics*, 10 : 271-288.

BEAULIEU, J.J., et J.A. MIRON (1993), « Seasonal Unit Roots and Deterministic Seasonals in Aggregate U.S. Data », *Journal of Econometrics*, 55 : 305-328.

BELL, W.R. (1987), « A Note on Overdifferencing and the Equivalence of Seasonal Time Series Models with Monthly Means and Models with (0, 1, 1) Seasonal Parts when $\theta = 1$ », *Journal of Business and Economic Statistics*, 5 : 383-388.

BELL, W.R., et D. WILCOX (1993), « The Effect of Sampling Error on the Time Series Behavior of Consumption Data », *Journal of Econometrics*.

CANOVA, F., et E. GHYSELS (1992), « Changes in Seasonal Patterns : Are They Cyclical ? », *Journal of Economic Dynamics and Control*, (à paraître).

CHRISTIANO, L.J. (1992), « Searching for Breaks in GNP », *Journal of Business and Economic Statistics*, 10 : 237-250.

DAGENAIS, M.G., et D. L. DAGENAIS (1993), « Estimation and Testing in Regression Models with Errors in the Variables », Cahier de recherche, C.R.D.E., Université de Montréal.

DAGUM, E. (1983), « Spectral Properties of the Concurrent and Forecasting Seasonal Linear Filters of the X-11 ARIMA Method », *Canadian Journal of Statistics*, 11 : 73-90.

DEISTLER, M., W. DUNSMUIR, et E.J. HANNAN (1978), « Vector Linear Time Series Models : Corrections and Extensions », *Advances in Applied Probability*, 10 : 360-372.

DICKEY, D.A., et W.A. FULLER (1979), « Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root », *Journal of the American Statistical Association*, 74 : 427-431.

DICKEY, D.A., et W.A. FULLER (1981), « Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root », *Econometrica*, 49 : 1057-1072.

DICKEY, D.A., D.P. HASZA et W.A. FULLER (1984), « Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series », *Journal of American Statistical Association*, 79, juin : 355-367.

DUFOUR, J.-M., E. GHYSELS et A. HALL (1993), « Generalized Predictive Tests in Econometrics », *International Economic Review*, (à paraître).

DUNSMUIR, W., et E.J. HANNAN (1976), « Vector Linear Time Series Models », *Advances in Applied Probability*, 8 : 339-364.

ENGLE, R.F., C.W.J. GRANGER et J.J. HALLMAN (1989), « Merging Short-and Long-Run Forecasts : An Application of Seasonal Cointegration to Monthly Electricity Sales Forecasting », *Journal of Econometrics*, 40 : 45-62.

ENGLE, R.F., C.W.J. GRANGER, S. HYLLEBERG, et H.S. LEE (1990), « Seasonal Cointegration : The Japanese Consumption Function, 1961 : 1 - 1987 : 4 », *Journal of Econometrics*.

GHYSELS, E. (1988), « A Study Toward a Dynamic Theory of Seasonality for Economic Time Series », *Journal of the American Statistical Association*, 83 : 168-172.

GHYSELS, E. (1990a), « Unit Root Tests and the Statistical Pitfalls of Seasonal Adjustment : The Case of U.S. Post War Real GNP », *Journal of Business and Economic Statistics*, 8 : 145-152.

GHYSELS, E. (1990b), « Are Business Cycle Turning Points Uniformly Distributed Throughout the Year ? », Cahier de recherche, C.R.D.E., Université de Montréal.

GHYSELS, E. (1990c), « On Seasonal Asymmetries and Their Implications for Deterministic and Stochastic Models of Seasonality », Mimeo, C.R.D.E., Université de Montréal.

GHYSELS, E. (1992a), « A Time Series Model with Periodic Stochastic Regime Switching », Cahier de recherche, C.R.D.E., Université de Montréal.

GHYSELS, E. (1992b), « On the Periodic Structure of the Business Cycle », *Journal of Business and Economic Statistics*, (à paraître).

GHYSELS, E. (1993a), « On the Economics and Econometrics of Seasonality », dans C.A. SIMS (éd.), *Advances in Econometrics - Sixth World Congress*, Cambridge University Press (à paraître).

GHYSELS, E. (1993b), « Seasonal Adjustment and Other Data Transformations », Mimeo, C.R.D.E., Université de Montréal.

GHYSELS, E., C.W.J. GRANGER et P. SIKLOS (1993), « Is Seasonal a Linear or Nonlinear Data Filtering Process ? », Cahier de recherche, C.R.D.E., Université de Montréal.

GHYSELS, E., et E. KARANGWA (1989), « 'Nominal' versus 'Real' Seasonal Adjustment », Papier présenté à la NBER/NSF Time Series Conference, University of Chicago.

GHYSELS, E., H.S. LEE et J. NOH (1991), « Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series - Some Theoretical Extensions and a Monte Carlo Investigation », *Journal of Econometrics*, (à paraître).

GHYSELS, E., H.S. LEE et P. SIKLOS (1991), « On the (Mis)Specification of Seasonality and Its Consequences : An Empirical Investigation with U.S. Data », *Empirical Economics*, (à paraître).

GHYSELS, E., et O. LIEBERMAN (1993), « Dynamic Regression with Filtered Data Series : A Laplace Approximation of the Effect of Filtering in Small Samples », Cahier de recherche, C.R.D.E., Université de Montréal.

GHYSELS, E., et M. NERLOVE (1988), « Seasonality in Surveys : A Comparison of Belgian, French and German Business Tests », *European Economic Review*, 32 : 81-99.

GHYSELS, E., et P. PERRON (1993), « The Effect of Seasonal Adjustment Filters on Tests for a Unit Root », *Journal of Econometrics*, 55 : 57-98.

HANNAN, E.J. (1973), « The Asymptotic Theory of Linear Time Series Models », *Journal of Applied Probability*, 10 : 130-145.

HANSEN, L.P., et T.J. SARGENT (1990), « Recursive Linear Models of Dynamic Economies », Manuscrit, Hoover Institution, Stanford University.

HANSEN, L.P., et T.J. SARGENT (1993), « Seasonality and Approximation Errors in Rational Expectations Models », *Journal of Econometrics*, 55 : 22-56.

HASZA, D.P., et W.A. FULLER (1982), « Testing for Nonstationary Parameter Specifications in Seasonal Time Series Models », *Annals of Statistics*, 10 : 1209-1216.

HICKS, J. (1950), « A Contribution to the Theory of Trade Cycle », Clarendon Press, Oxford.

HYLLEBERG, S., R.F. ENGLE, C.W.J. GRANGER et B.S. YOO (1990), « Seasonal Integration and Cointegration », *Journal of Econometrics*, 44 : 215-238.

JAEGER, A., et R.M. KUNST (1990), « Seasonal Adjustment and Measuring Persistence in Output », *Journal of Applied Econometrics*, 5 : 47-58.

JOHANSEN, S. (1988), « Statistical Analysis of Cointegration Vectors », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 : 231-254.

KEYNES, J.M. (1936), « The General Theory of Employment, Interest and Money », MacMillan, London.

KULLBACK, S., et R.A. LEIBLER (1951), « On Information and Sufficiency », *Annals of Mathematical Statistics*, 22 : 79-86.

LEE, H.S. (1992), « Maximum Likelihood Inference on Cointegration and Seasonal Cointegration », *Journal of Econometrics*, 54 : 1-47.

LEE, H.S., et P.L. SIKLOS (1990), « The Influence of Seasonal Adjustment on Unit Roots and Cointegration : The Case of the Consumption Function for Canada : 1947-1987 », *Canadian Journal of Economics/Revue Canadienne d'économique* (à paraître).

MIRON, J.A. (1993), « On the Economics of Seasonal Cycles », *in* C.A. SIMS (ed.), *Advances in Econometrics - Sixth World Congress*, Cambridge University Press (forthcoming).

NEFTÇI, S.N. (1984), « Are Economic Time Series Asymmetric over the Business Cycle ? », *Journal of Political Economy*, 92, avril : 307-328.

OSBORN, D.R. (1990), « A Survey of Seasonality in U.K. Macroeconomic Variables », *International Journal of Forecasting*, 6 : 327-336.

OSBORN, D.R., A.P.L. CHUI, J.P. SMITH et C.R. BRICKENHALL (1988), « Seasonality and the Order of Integration for Consumption », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 50, novembre : 361-378.

PERRON, P. (1989), « The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis », *Econometrica*, 57 : 1361-1401.

PERRON, P. (1990), « Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean », *Journal of Business and Economic Statistics*, 8 : 153-162.

SARGENT, T.J. (1989), « Two Models of Measurement and the Investment Accelerator », *Journal of Political Economy*, 97 : 251-287.

SIMS, C.A. (1974), « Seasonality in Regression », *Journal of the American Statistical Association*, 69 : 618-626.

SIMS, C.A. (1985), « Comments on 'Issues Involved With the Seasonal Adjustment of Economic Time Series' by William R. Bell and Steven C. Hillmer », *Journal of Business and Economic Statistics*, 3 : 92-94.

SIMS, C.A. (1993), « Rational Expectations Modeling with Seasonally Adjusted Data », *Journal of Econometrics*, 55 : 9-21.

WALLIS, K.F. (1974), « Seasonal Adjustment and Relations Between Variables », *Journal of the American Statistical Association*, 69 : 18-32.

ZIVOT, E., et D.W.K. ANDREWS (1992), « Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis », *Journal of Business and Economic Statistics*, 10 : 251-270.