Rapport de méthodes

Stratégie de choix des modèles de désaisonnalisation

0

Statistische Grundlagen und Übersichten
Bases statistiques et produits généraux
Basi statistiche e presentazioni generali

Application aux séries de l'emploi total

Office fédéral de la statistique
Bundesamt für Statistik
Ufficio federale di statistica
Uffizi federal da statistica

OFS BFS UST

Neuchâtel, 2003

Statistik der Schweiz

Die vom Bundesamt für Statistik (BFS) herausgegebene Reihe «Statistik der Schweiz» gliedert sich in folgende Fachbereiche:

0 Statistische Grundlagen und Übersichten
1 Bevölkerung
2 Raum und Umwelt
3 Arbeit und Erwerb
4 Volkswirtschaft
5 Preise
6 Industrie und Dienstleistungen
7 Land- und Forstwirtschaft
8 Energie
9 Bau- und Wohnungswesen
10 Tourismus
11 Verkehr und Nachrichtenwesen
12 Geld, Banken, Versicherungen
13 Soziale Sicherheit
14 Gesundheit
15 Bildung und Wissenschaft
16 Kultur, Medien, Zeitverwendung
17 Politik
18 Öffentliche Verwaltung und Finanzen
19 Rechtspflege
20 Einkommen und Lebensqualität der Bevölkerung
21 Nachhaltige Entwicklung und regionale Disparitäten

Statistique de la Suisse

La série «Statistique de la Suisse» publiée par l'Office fédéral de la statistique (OFS) couvre les domaines suivants:

0 Bases statistiques et produits généraux
1 Population
2 Espace et environnement
3 Vie active et rémunération du travail
4 Economie nationale
5 Prix
6 Industrie et services
7 Agriculture et sylviculture
8 Energie
9 Construction et logement
10 Tourisme
11 Transports et communications
12 Monnaie, banques, assurances
13 Protection sociale
14 Santé
15 Education et science
16 Culture, médias, emploi du temps
17 Politique
18 Administration et finances publiques
19 Droit et justice
20 Revenus et qualité de vie de la population
21 Développement durable et disparités régionales

Statistik der Schweiz | **Statistique de la Suisse**

Methodenbericht | **Rapport de méthodes**

Stratégie de choix des modèles de désaisonnalisation

Application aux séries de l'emploi total

Auteurs **Monique Graf**[(1)], **Alina Matei**[(2)]
[(1)] Office fédéral de la statistique, [(2)] Université de Neuchâtel

Editeur **Office fédéral de la statistique**

OFS BFS UST

Office fédéral de la statistique
Bundesamt für Statistik
Ufficio federale di statistica
Uffizi federal da statistica

Neuchâtel, 2003

Préambule

Le choix d'un modèle de désaisonnalisation pour un grand nombre de séries est à la charnière entre les méthodes et la production. Puisqu'il n'y a pas encore de séries conjoncturelles qui soient désaisonnalisées à l'OFS, il était nécessaire de se doter d'une stratégie concrète. D'entente avec Brigitte Buhmann, cheffe de la section de la vie active et du marché du travail, et Francis Saucy, responsable de la statistique de l'emploi, le Service de méthodes statistiques (Meth) a établi un mandat de recherche avec la Chaire de Statistique Appliquée de l'Université de Neuchâtel (prof. Yves Tillé). Le but du mandat est la détermination des modèles de désaisonnalisation et des critères de choix et de qualité pour chacune des séries de l'emploi total. Ce travail a été réalisé par Alina Matei, assistante à cette chaire, sous la direction de Monique Graf, Meth.

Résumé

Les séries chronologiques de la statistique BESTA sont des séries trimestrielles. On a choisi de désaisonnaliser ces séries en utilisant le programme X12-ARIMA. Le présent rapport décrit la méthode utilisée et les modèles Arima choisis pour chaque série déclarée saisonnière, ainsi que des informations utiles sur l'utilisation du programme X12-ARIMA.

Mots-clé

rapport de méthodes; statistique de l'emploi; BESTA; désaisonnalisation; Arima; X12-ARIMA.

Complément d'information: Monique Graf, tél. 032 713 66 15
monique.graf@bfs.admin.ch

Réalisation: Service de méthodes statistiques, OFS

Diffusion: Office fédéral de la statistique
CH-2010 Neuchâtel
Tél. 032 713 60 60 / Fax 032 713 60 61
Order@bfs.admin.ch

Internet: http://www.statistik.admin.ch

Numéro de commande: 338-0015

Prix: gratuit

Série: Statistique de la Suisse

Domaine: 0 Bases statistiques et produits généraux

Langue originale: Français

Graphisme/Layout: OFS

Copyright: OFS, Neuchâtel 2003
La reproduction est autorisée, sauf à des fins commerciales,
si la source est mentionnée.

ISBN: 3-303-00259-2

Table des matières

1 Introduction **5**

2 Aspects méthodologiques **7**

2.1 Composantes et schémas de composition 7
2.2 Ajustment direct ou indirect 8
2.3 Le modèle ARIMA 8
2.4 Le modèle RegARIMA et la détection des valeurs aberrantes 9
2.5 Le filtre X11 10
2.6 Critères d'ajustement 11
2.7 Critères de détermination de la saisonnalité ou non saisonnalité 12

3 Désaisonnalisation de la statistique BESTA **13**

3.1 Détermination des séries saisonnières et non saisonnières 13
3.2 Résultats finaux 26
3.3 Analyse des deuxième et troisième trimestres 2002 sur la base des modèles établis jusqu'au premier trimestre 28
3.4 Séries régionales 30
3.5 Conclusions 30

Annexes **31**

Annexes 1 - Résultats préliminaires **32**

Annexes 2 - X12-ARIMA **36**

Annexes 3 - Analyse de modèles proposés pour la série 10-93 **51**

Annexes 4 - Séries désaisonnalisées **71**

Bibliographie **74**

1 Introduction

Il est souvent du plus grand intérêt pour l'économiste de travailler non pas avec les séries brutes, mais avec des séries dont certaines composantes ont été éliminées. Une partie importante qui peut être éliminée est la composante saisonnière.

Le but de notre démarche est de désaisonnaliser les séries BESTA qui ont une composante saisonnière. L'élimination de la composante saisonnière permet d'obtenir une image plus claire de l'évolution de l'emploi. Les séries chronologiques de la statistique de l'emploi BESTA sont des séries trimestrielles. On a choisi de désaisonnaliser ces séries en utilisant les programmes X12-ARIMA et X12-GRAPH, mis à disposition par le U.S. Census Bureau (voir [3]). X12-ARIMA permet de réaliser la décomposition des séries saisonnières et de faire une liaison avec SAS pour une interface graphique. Des instructions concernant l'installation et l'exploitation de X12-ARIMA se trouvent dans l'Annexe 2.

L'étude suivante est divisée en deux parties : une partie méthodologique et une partie concernant directement la désaisonnalisation des séries BESTA. Dans la première partie, on présente les composantes de base pour une série saisonière, les types d'ajustement pour une série agrégée, les différentes décompositions proposées par X12-ARIMA, les critères d'ajustement et les critères pour établir le diagnostic de saisonnalité ou non saisonnalité des séries. La deuxième partie décrit les étapes concernant la démarche suivie pour établir un diagnostic de saisonnalité ou non pour nos séries, ainsi que les modèles ARIMA utilisés. Dans les Annexes, on trouve des tableaux concernant notre analyse (Annexe 1), quelques détails sur X12-ARIMA (Annexe 2), quelques modèles proposés pour la série 10-93 (Annexe 3) et les tableaux avec les séries BESTA désaisonnalisées (Annexe 4).

Notre démarche a été la suivante : dans un premier temps on a établi des modèles jusqu'au 1Q02 pour toutes les séries, puis on a vérifié la stabilité des modèles pour la prolongation des séries de deux trimestres (2Q02 et 3Q02). Les séries BESTA ont aussi été étudiées par KOF-ETHZ, LEA - Université de Genève et SECO Berne. KOF-ETHZ a appliqué la méthode X11 multiplicative sur les données originales et LEA a utilisé X12-ARIMA à partir de Eviews (un modèle pour toutes les séries). SECO a utilisé une méthode différante (modélisation par équations structurelles).

Voici pour mémoire la liste des séries étudiées :
10-45 SECTEUR 2 PRODUCTION
10-14 Industries extractives
15-37 Industries manufacturières
15 Industries alimentaires et boissons
16 Industrie du tabac
17 Industrie textile
18 Industrie habillement et fourrures
19 Industrie du cuir et de la chaussure
20 Trav. du bois, fabrication d'articles en bois
21 Industrie du papier et du carton

22 Edition, impression, reproduction
23, 24 Cokéfaction, industrie chimique
25 Fabr. d'art. caoutchouc, plastiques
26 Fabr. de prod. minéraux non métall.
27, 28 Métallurgie, travail des métaux
29, 34, 35 Fabr. de machines et moyens de transport
30-32 Fabr. d'équipements électr. ; méc. de précision
33 Fabr. d'instruments de précision, horlogerie
36, 37 Autres industries manufacturières
40, 41 Production et distr. électricité, gaz et eau
45 Construction
50-93 SECTEUR 3 SERVICES
50-52 Commerce ; réparation
50 Commerce, réparation véhicules automobiles
51 Commerce de gros, interm. du commerce
52 Commerce de détail, rép.d'art. domestiques
55 Hôtellerie et restauration
60-64 Transports et communications
60 Transports terrestres
61 Transports par eau
62 Transports aériens
63 Services auxiliaires des transports ; agences de voyage
64 Postes et télécommunications
65-67 Activ. financières ; assurances
65 Intermédiation financière
66 Assurances
67 Serv. aux. activ. financières et d'assurances
70-74 Immobilier, informatique, recherche et développement
70, 71 Activ. imm. ; locat. de mach. et éq. sans opérateur
72, 74 Serv. informatiques ; services fournis aux entreprises
73 Recherche et développement
75 Adm. Publique, défense nat., Sécurité sociale
80 Enseignement
85 Santé et activités sociales
90-93 Autres services collectifs et personnels
90 Assainissement, voirie
91 Activ. associatives
92 Activ. récréatives, culturelles, sportives
93 Services personnels

2 Aspects méthodologiques

2.1 Composantes et schémas de composition

La méthode X12 (basée en fait sur la méthode X11, voir plus loin) permet de décomposer et de désaisonnaliser des séries mensuelles et trimestrielles. Les composantes qui peuvent apparaître à un moment ou à un autre de la décomposition sont (voir [2], page 7) :

1. La tendance de la série qui représente l'évolution à long terme de la série ;
2. Le cycle, mouvement lisse, quasi périodique, autour de la tendance et met en évidence une succession de phases de croissance et de récession. X12 ne sépare pas ces deux composantes : les séries étudiées sont en général trop courtes pour que l'estimation des deux composantes puisse se faire aisément. On parlera donc d'une composante tendance-cycle (TC_t).
3. La composante saisonnière (S_t) qui représente des fluctuations infra annuelles, mensuelles ou trimestrielles, qui se répètent plus ou moins régulièrement d'année en année ;
4. Une composante dite de "jours ouvrables" (D_t) qui mesure l'impact sur la série de la composition journalière du mois ou du trimestre (pas pertinente pour les séries BESTA) ;
5. Une composante mesurant l'effet de la fête de Pâques (E_t) (pas pertinente pour les séries BESTA) ;
6. La composante irrégulière (I_t), regroupant toutes les autres fluctuations plus ou moins erratiques non prises en compte dans les composantes précédentes.

Pour les séries BESTA, les composantes valables sont les composantes "classiques" : TC_t, S_t, I_t. Notre but est d'extraire la composante S_t, dans le cadre des séries trimestrielles.

On considère x_t la série originale et SA_t la série désaisonnalisée (qui est la série x_t débarrassée de sa composante saisonnière). X12-ARIMA considère quatre schémas de composition possibles, mais nous en avons évalué seulement deux :

1. Le modèle additif : $x_t = TC_t + S_t + D_t + E_t + I_t$ (pour une série BESTA dans laquelle il n'y a pas de composantes D_t et E_t, le modèle additif s'écrit dont $SA_t = TC_t + I_t$) ;
2. Le modèle multiplicatif : $x_t = TC_t * S_t * D_t * E_t * I_t$ (pour une série BESTA, le modèle multiplicatif s'écrit $SA_t = TC_t * I_t$) ;

Comment décidons-nous d'appliquer un modèle additif ou multiplicatif ? Un modèle multiplicatif ne peut pas être mis en application s'il y a les valeurs observées zéro ou négatives dans la série. Dans une structure multiplicative, les effets saisonniers changent proportionnellement à la tendance. Dans une structure additive, les effets saisonniers restent plus ou moins les mêmes, indépendamment du niveau de la série.

Remarque 1 *Les séries BESTA subissent des révisions d'une part pour les adaptations aux recensements des entreprises, et d'autre part pour faire le raccord lors du changement d'échantillon. Le modèle ARIMA sera moins sensible aux révisions dans l'échelle logarithmique. C'est pourquoi nous adoptons pour cette phase la transformation logarithmique. Dans notre étude, on considère, en particulier, le modèle multiplicatif avec la transformation log.*

2.2 Ajustment direct ou indirect

Pour l'ajustement d'une série qui est une somme des autres séries, on a l'option d'effectuer :

- un ajustement direct - somme des séries composantes
  SA-direct(A1+A2+.....+An) = Seasadj(A1+A2+.....+An) ou
- un ajustement indirect - somme des séries composantes corrigées des variations saisonnières
  SA-indirect(A1+A2+.....+An) = Seasadj(A1) + Seasadj(A2) +..... + Seasadj(An).

Sur la page Web de Statistics New Zealand (voir [5]) on peut lire : "Les deux méthodes produisent des ajustements saisonniers légèrement différents. Quand les séries composantes ont les modèles saisonniers tout à fait distincts et qu'elles ont des ajustements de bonne qualité, l'ajustement saisonnier indirect est habituellement d'une meilleure qualité", (en regardant les critères présentés dans la section 2.5) . "Les ajustements saisonniers indirects sont préférés par beaucoup d'utilisateurs de données, parce qu'ils sont cohérentes avec les ajustements des séries composantes".

Pour les séries BESTA, on a appliqué un ajustement direct. Cependant, dans le cas de la série 70-74, on a utilisé aussi un ajustement indirect, pour la comparaison du diagnostic de saisonnalité (voir la remarque 15).

2.3 Le modèle ARIMA

Un modèle ARIMA utilise le passé de la série pour modéliser la valeur courante et pour établir des prévisions des valeurs futures. ARIMA signifie "autoregressive integrated moving average".

On considère que la série a une certaine "mémoire", donc que les valeurs passées déterminent en partie les valeurs futures, mais qu'elle est soumise aussi à des chocs aléatoires non prévisibles qui brouillent cette mémoire. Quelle est la nature de cette mémoire ? Plus précisément, la valeur actuelle de la série dépend-elle encore des chocs passés, ou ceux-ci n'ont-ils d'influence que sur l'instant présent ?

- Si les chocs aléatoires n'ont qu'une influence instantanée, on utilise un modèle autorégressif d'ordre p. Ce terme signifie que l'on pratique en fait une régression de la série sur elle-même. Si la valeur actuelle de la série dépend des p termes précédents, on peut voir le modèle autorégressif comme une régression multiple de x_t en fonction de $x_{t-1}, ..., x_{t-p}$. Le choc aléatoire est simplement la résiduelle de ce modèle. (La procédure est en fait un peu plus compliquée, à cause des valeurs initiales qu'il faut fixer ou estimer pour amorcer le processus.)
- Si on suppose que la série résulte uniquement de l'effet de chocs aléatoires successifs, mais que cet effet persiste sur plusieurs instants, on utilise un modèle à moyenne mobile d'ordre q, dans lequel la valeur actuelle de la série est la somme du choc simultané et d'une combinaison linéaire de q chocs passés. Sa mémoire ne provient que de la persistance des chocs pendant un certain nombre d'unités de temps.
- Un modèle ARMA(p,q) combine une partie autorégressive d'ordre p avec une partie à moyenne mobile d'ordre q.
- Un modèle ARIMA intégré d'ordre 1 pour une série x_t est un modèle ARMA basé sur les différences $x_t - x_{t-1}$ (les vitesses). Il est intégré d'ordre 2, si les différences des différences

(c'est-à-dire, à un facteur 2 près, les accélérations) suivent un modèle ARMA. On note ARIMA(p,d,q), avec d=1 (respectivement d=2) pour un modèle intégré d'ordre 1 (respectivement 2).

Nous allons travailler avec des modèles ARIMA saisonniers, pour lesquels la série dépend d'une part des valeurs précédentes (partie non saisonnière) et d'autre part des valeurs à la même période des années précédentes (partie saisonnière). Ils sont notés ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)$_s$. Pour des séries trimestrielles, s=4 et pour des séries mensuelles, s=12. Pour plus de détails, voir [3].

Comme nos séries sont courtes, nous nous restreindrons aux différences d'ordre 1 ou 2, pour les parties saisonnière et non saisonnière.

Remarque 2 *Dans le cas d'un programme X12-ARIMA, on spécifie le modèle ARIMA par arimamodel=(p d q)(P D Q)s (voir l'Annexe 2 pour la syntaxe du programme). Pour la partie saisonnière, si s n'est pas précisé, on prends s comme la période saisonnière qui est notée dans la spécification series du programme X12-ARIMA. Par exemple, le modèle (0 1 1)(0 1 1) et le modèle (0 1 1)(0 1 1)4 sont équivalent si on a period=4 dans la spécification series (voir Annexe 2). Dans le cas où on a par exemple arima{model=(0 1 1)}, sans spécifier ni s, ni la période dans la spécification series, on considère $s = 1$ et donc un modèle non saisonnier. Par contre, si on a arima{model=(0 1 1)4}, il s'agit d'un modèle saisonnier.*

Exemple 1 *Le modèle airline pour une série trimestrielle x_t est un modèle ARIMA(0 1 1)(0 1 1)4, c'est-à-dire :*

$$s = 4, p = P = 0,$$

$$q = Q = 1, d = D = 1,$$

$$y_t = x_t - x_{t-4},$$

$$y_t = \epsilon_t - \theta_1\epsilon_{t-1} - \theta_4\epsilon_{t-4} + \theta_1\theta_4\epsilon_{t-5}.$$

Recherche d'un modèle

La technique de recherche d'un modèle ARIMA possible pour une série est basée sur les autocorrélations de la série, c'est-à-dire les corrélations entre la suite des valeurs et la même suite décalée dans le temps. La fonction d'autocorrélation r(k) donne la corrélation en fonction du décalage k.

L'examen de la forme de la fonction d'autocorrélation donne des indications sur le type de modèle ARIMA à appliquer, par exemple :

- si la série n'a pas de lien avec son passé, r(k) = 0 pour k=1, 2,...

2.4 Le modèle RegARIMA et la détection des valeurs aberrantes

Définition 1 *Un modèle RegARIMA est un modèle de régression avec erreurs ARIMA (régression linéaire pour la détection des valeurs aberrantes avec un modèle ARIMA pour les erreurs).*

Remarque 3 *X12-ARIMA allonge la série à désaisonnaliser d'une année aux deux extrémités en utilisant les prévisions basées sur le modèle RegARIMA.*

Puisque le programme X12-ARIMA utilise des moyennes mobiles, qui sont des opérateurs linéaires et donc réagissent mal à la présence de valeurs aberrantes, il y a un outil de détection et de correction des points atypiques utilisé pour nettoyer la série préalablement à la désaisonnalisation. Cet outil fonctionne seulement dans le cas du modèle additif.

X12-ARIMA considère trois types différents de valeurs aberrantes (outliers) :

1. additives (additive outliers AO) ;
2. changement de niveau (level shift LS) ;
3. rampe (temporary change TC).

"Le premier type indique une perturbation instantanée de la série, le second un changement de niveau sur un intervalle de temps dont la longueur est calculée et le troisième un changement progressif, suivi d'un retour brusque au niveau initial" (voir [3], page 17).

Dans la dernière phase de notre étude, pour établir les modèles des séries saisonnières, on a considéré seulement les deux premiers types de valeurs aberrantes (AO et LS). Pour mettre en évidence les valeurs aberrantes, puisque on a utilisé un ajustement multiplicatif, les séries ont été transformées logarithmiquement. Deux raisons justifient cette transformation : une raison technique (X12-ARIMA permet seulement dans le cas additif de traiter les valeurs aberrantes) et une autre concernant la comparaison des composantes saisonnières, d'une série à l'autre (voir aussi Remarque 1).

2.5 Le filtre X11

Définition 2 *L'ensemble particulier de poids utilisé pour calculer la moyenne mobile est appelé filtre.*

La méthode X11 peut être vue comme l'application successive de plusieurs moyennes mobile. Pour l'extraction de la composante saisonnière, on utilise 3 itérations. Les filtres utilisés pour estimer la composante saisonnière sont par défaut 3x3, 3x5, 3x9. En plus, X-12-ARIMA utilise un filtre de Henderson pour l'évaluation finale de la tendance.

Le filtre utilisé est basé sur des valeurs anticipées. Quand une nouvelle valeur trimestrielle est ajoutée, le programme X12-ARIMA génère des révisions.

On peut modifier le choix des filtres, si l'on veut les tenir constants pour toute la procédure d'estimation de la composante saisonnière. On utilise la transformation *seasonalma* dans la spécification X11 du program X12-ARIMA. On a procédé de cette manière dans quelques cas, où on a utilisé le filtre 3x9, pendant toute l'estimation. La raison d'utiliser cette transformation a été déterminée par la variabilité de la composante irrégulière (plus l'irrégulier est variable, plus le filtre sera plus long).

Une autre transformation possible de la spécification X11 est *sigmalim*. Cette transformation permet de fixer les limites utilisées pour pondérer les valeurs irrégulières extrêmes dans les itérations de l'ajustement saisonnier. Par défaut, ces limites sont 1.5 pour la limite inférieure et 2.5 pour la limite supérieure. Dans quelques cas, on a égalisé les deux limites, c'est-à-dire on a choisi la valeur 1.5 constante.

2.6 Critères d'ajustement

Un bon ajustement saisonnier peut être fait seulement si une série chronologique a un modèle saisonnier identifiable. Plus le modèle est plus irrégulier, plus c'est difficile de séparer les composantes et d'extraire et d'enlever la composante saisonnière.

Un bon ajustement saisonnier peut être jugé en regardant le graphique de la série originale par rapport à la série corrigée des variations saisonnières. Si les variations de période à période dans l'original ne sont pas considérablement réduites dans la série corrigée des variations saisonnières, alors ce n'est pas un bon ajustement.

Une autre manière de juger un bon ajustement saisonnier est de regarder les statistiques de contrôle de qualité (M1 - M11, Q2) mises en application dans le programme de X-12-ARIMA. Ces statistiques ne permettent pas seulement de juger la qualité de l'ajustement saisonnier d'une série chronologique dans un moment particulier, mais de surveiller également la qualité de l'ajustement dans le temps, et de comparer les variations saisonnières des différentes séries chronologiques.

Le US Census Bureau en leur page (http ://www.census.gov/mrts/www/faq.html) note : "Il ne devrait pas y avoir d'effet saisonnier résiduel de la série corrigée des variations saisonnières. La série corrigée des variations saisonnières est la combinaison de la tendance-cycle et de la composante irrégulière. Ni l'une ni l'autre de ces composantes ne devraient contenir de caractère saisonnier."

Concernant la qualité du modèle ARIMA, on a utilisé deux catégories de critères d'ajustement :

1. critères fournis par X12-ARIMA ;
2. critères généraux concernant l'ajustment.

Dans l'ordre d'apparition dans le fichier output, les critères considérés sont :

- *L'absence de valeurs aberrantes ou points atypiques (1 ou 2 dans les cas extrêmes) ;*
- *Le nombre de paramètres estimés du modèle ARIMA (plus petit possible) ;*
- *Les valeurs des critères d'ajustement globaux basés sur la vraisemblance pour des modèles emboîtés (AIC, AICC etc, plus petites possible) ;*
  Ces valeurs sont : AIC, AICC (F-corrected-AIC), Hannan Quinn et BIC. La plus importante d'entre elles est AICC. "AICC est un critère d'ajustement du modèle basé sur la vraisemblance et tenant compte du nombre de paramètres estimés. AICC permet de comparer des modèles emboîtés, c'est-à-dire que l'on regarde s'il vaut la peine d'envisager un modèle plus général (avec plus de paramètres) ou si un modèle plus simple suffit. Ce critère n'a qu'une valeur relative : plus il est bas, meilleur est l'ajustement. On considère généralement qu'un écart inférieur à 2 entre valeurs de AICC n'est pas significatif." ([3], page 16).
- *Pas d'autocorrélations ou d'autocorrélations partielles significatives des résidus* ;
  C'est un critère général de la qualité de l'ajustement et est mesuré par la statistique Ljung-Box (le test porte-manteau de Ljung-Box). Nous avons recherché des modèles ARIMA tel que les p-valeurs de la statistique de Ljung-Box soient plus grandes que 0.05 quand le nombre de degrés de liberté est plus grand que 0.
- *La p-valeur de la statistique Ljung-Box pour un décalage de 12 mois (plus grande possible) ;*
- *Le total des révisions et en particulier le total " average absolute percent revisions of the seasonal " (plus petits possible) ;*

X12-ARIMA génére des révisions entre l'estimation initiale et la plus récente estimation pour certaines quantités d'erivées de la série désaisonalisé.

– *Le résultat concernant l'absence des pics saisonniers dans les spectres (seasonal spectral peaks - none").*
  Il s'agit d'une vérification que tous les effets périodiques ont été pris en compte par :
  – par le modèle Reg-ARIMA (les pics sont nommés RSD dans ce cas) ;
  – par la décomposition SA_t, I_t (les pics sont nommés IRR dans ce cas).
– *Les valeurs des statistiques M1-M11 et Q2 (plus petites que 1).*

On utilise ici la terminologie du programme X12-ARIMA. Les statistiques M1-M11 et Q2 sont des statistiques de qualité de l'ajustement. M1-M11 et Q2 varient entre 0 et 3, mais seulement les valeurs en dessous de 1 sont jugées comme acceptables. Q2 est une moyenne pondérée des statistiques M1-M11. Leur description et mode de calcul se trouvent en [2], page 158.

Un exemple de fichier output avec tous les tests d'ajustement, on peut le voir dans l'Annexe 2, pages 42, 43.

2.7 Critères de détermination de la saisonnalité ou non saisonnalité

Pour établir la présence de saisonnalité ou non, X12-ARIMA propose plusieurs tests, paramétriques et non-paramétriques. X12-ARIMA note le résultat de saisonnalité/non saisonnalité dans le fichier output (le tableau D8.A), sous la forme : "IDENTIFIABLE SEASONALITY PRESENT" ou "IDENTIFIABLE SEASONALITY NOT PRESENT".

A partir d'une liste préétablie de modèles ARIMA, on a donné le diagnostic de saisonnalité/non saisonnalité pour les séries BESTA, regardant le résultat donné de X12-ARIMA et les critères d'ajustement présentés dans la section 1.4. La liste finale des séries saisonnières BESTA est :

No	Branche
1.	10-93
2.	10-45
3.	10-14
4.	15-37
5.	15
6.	18
7.	20
8.	24
9.	26
10.	28
11.	30
12.	33
13.	34
14.	36-37
15.	45
16.	51
17.	55
18.	60
19.	61
20.	70
21.	71
22.	73

TAB. 2.1 : Séries saisonnières BESTA

3 Désaisonnalisation de la statistique BESTA

3.1 Détermination des séries saisonnières et non saisonnières

3.1.1 Résultats préliminaires concernant la saisonnalité/non saisonnalité des séries BESTA

Considérations générales

La saisonnalité ou non d'une série a été déterminée avec la méthodologie basée sur un modèle ARIMA. Dans cette première phase, le modèle par défaut (airline, c'est-à-dire le modèle ARIMA(0 1 1)(0 1 1)4), suggéré par Box et Jenkins, a été utilisé (voir [6]).

Pour identifier un modèle ARIMA convenable, on a utilisé dans une première étape quatre modèles :

1) X11 multiplicatif ;
2) Airline+outlier(AO,LS,TC)+X11 additif ;
3) Log+Airline+outlier(AO,LS,TC)+X11 multiplicatif ;
4) Log+Airline+outlier(AO,LS)+X11 multiplicatif.

Pour ces quatre modèles on a déterminé les diagnostics et les graphiques des composantes. On a comparé les résultats de ces quatre modèles, ainsi que les résultats antérieurs (voir [4]). Les résultats montrent qu'il y a 15 séries saisonnières, 25 séries non saisonnières et 18 séries à saisonnalité non déterminée, sur un total de 58 séries (voir Annexe 1, page 33). Ces résultats sont basés sur les diagnostics donnés par le programme X12-ARIMA, en conformité avec les résultats antérieurs (voir [4]).

La qualité de l'ajustement saisonnier pour les quatre modèles a été appréciée à l'aide des statistiques M1 à M11 et la statistique Q2 (voir Annexe 1, page 33). On a constaté que la moyenne de la statistique Q2 est plus petite que 1 dans tous les cas, mais est la meilleure pour les modèles 2), 3), 4). L'écart type de Q2 est 0.36 pour les quatre modèles. On a regardé la même chose, mais en fonction du type de saisonnalité. Ainsi, pour les séries saisonnières la moyenne de la statistique Q2 est plus petite que 1 et les meilleurs résultats sont obtenus pour les modèles 3) et 4) (c'est-à-dire les valeurs Q2 sont plus petites dans ces deux cas) . En ce qui concerne les séries non saisonnières, les valeurs obtenues sont plus grandes que 1. Pour les séries à saisonnalité non déterminée, les valeurs de la moyenne de Q2 sont plus petites que 1 et les meilleurs résultats sont obtenus pour les modèles 2), 3) et 4).

Concernant les outliers, on peut constater que le programme X12-ARIMA a détecté tous les types de valeurs aberrantes (AO,LS,TC), en utilisant les modèles 2), 3) 4) (voir Annexe 1). La table de la page 34 montre le nombre de valeurs aberrantes pour chaque série où ces outliers ont été détectés (où le diagnostic de saisonnalité ou non saisonnalité ne concorde pas).

Ensuite, on donne quelques commentaires sur les séries déclarées saisonnières dans tous les cas et sur les séries avec une saisonnalité non déterminée.

Modèles retenus pour les séries saisonnières

Pour les séries saisonnières on a utilisé des modèles ARIMA, avec la spécification X11 multiplicatif, la transformation logarithmique et la détection des valeurs aberrantes additives et changement de niveau (AO et LS).

En utilisant la spécification automdl (voir l'Annexe 2, page 44) présente dans X12-ARIMA et une liste de modèles (voir la liste au-dessous), on a déterminé une suite de modèles qui ont été testés sur les séries saisonnières. On a pu constater que l'option method=best (dans la spécification automdl) détermine souvent comme le meilleur modèle un modèle qui ne répond pas bien aux critères établis (voir section 2.5). Les modèles choisis à la fin pour désaisonnaliser les séries se trouvent dans cette liste. Les modèles le plus souvent choisis sont : (0 1 1)(0 1 1)4, (1 1 0)(0 1 1)4, (2 1 0)(0 1 1)4, (0 1 0)(1 1 1)4 et (1 1 0)(1 1 1)4, car ils passent les tests pour presque toutes les séries.

Il y a quelques modèles où les statistiques M1, M4, M6, M8, M10, M11 sont plus grandes que 1. La statistique M1 mesure la contribution de l'irrégulier à la variance totale, la statistique M4 teste la présence d'autocorrélation à partir de la durée moyenne des séquences de même signe de l'irrégulier et M6 est liée par le ratio I/S (I=composante irrégulière, S=composante saisonnière). Les statistiques M8 et M10 mesurent l'ampleur des variations de la composante saisonnière par

rapport à la variation absolue moyenne et M11 est liée de l'ampleur des variations de la composante saisonnière par rapport à la variation absolue sur les trois dernières années. On observe que si on fixe les limites utilisées pour pondérer les valeurs irrégulières extrêmes dans les itérations de l'ajustement saisonnier (sigmalim=(,1.5) dans la spécification X11) et on utilise un filtre plus long (seasonalma=s3x9 dans la même spécification), on obtient ces statistiques plus petites que 1 et un total de révision (" average absolute percent revisions of the seasonal ") plus petit. De plus, les paramètres du modèle et les p-valeurs restent les mêmes.

La liste des modèles proposés pour la spécification automdl est :

(1 0 0)4
(1 0 1)(0 0 1)4
(0 0 1)(0 1 1)4
(0 1 1)(0 0 1)4
(0 1 0)(0 1 0)4
(0 1 1)(0 1 0)4
(0 1 0)(0 1 1)4
(1 1 0)(0 1 1)4
(0 1 1)(0 1 1)4
(0 1 2)(0 1 1)4
(1 0 1)(0 1 1)4
(1 1 1)(0 1 1)4
(2 1 0)(0 1 1)4
(2 1 2)(0 1 1)4
(0 1 0)(1 1 1)4
(1 1 0)(1 1 1)4
(0 2 2)(0 1 1)4

TAB. 3.1 : Modèles proposés pour les séries saisonnières

Quelques commentaires sur les séries saisonnières

1. **Série 10-93**

Modèles utilisés	Statistique Q2	Modèle choisi	Obs.
(0 1 1)(0 1 1)4	0.50		Ljung-Box sign.
(1 1 0)(0 1 1)4	0.50		Ljung-Box sign.
(2 1 0)(0 1 1)4	0.50		p-val. à la limite
(1 1 1)(0 1 1)4	0.50		Ljung-Box sign.
(0 1 0)(1 1 1)4	0.49	*	
(1 1 0)(1 1 1)4	0.49		2 val. aberrantes
			Ljung-Box sign.

TAB. 3.2 : Modèles possibles pour la série 10-93

Les modèles (1 1 0)(0 1 1)4 et (2 1 0)(0 1 1)4 sont des modèles emboîtés. On peut comparer alors les critères d'ajustement AIC et AICC. On observe que ces valeurs sont plus petites dans le cas du modèle (1 1 0)(0 1 1)4 (877 et 878, respectivement 879 et 881 pour le modèle (2 1 0)(0 1 1)4). Mais le modèle (2 1 0)(0 1 1)4 est meilleur, parce qu'il n'y

a pas d'autocorrélations ou d'autocorrélations partielles significatives des résiduelles. Elles sont cependant à la limite (p-valeur pour le décalage 5 est 0.054). Le modèle (1 1 0)(1 1 1)4 montre l'existence des deux valeurs aberrantes et des p-valeurs< 0.05. En faisant une comparaison entre le modèle (2 1 0)(0 1 1)4 et le modèle (1 1 1)(0 1 1)4, considéré comme le meilleur dans la liste automdl, on voit qu'il n'y a pas de grande différence d'ajustement de la série. Mais, le modèle (1 1 1)(0 1 1)4 montre l'existence de deux valeurs aberrantes. Le modèle (0 1 0)(1 1 1)4 donne des meilleurs résultats. On choisit donc ce modèle, car il passe tous les tests (voir aussi l'Annexe 3 pour une comparaison de ces modèles).

2. **Série 10-45**

Modèles utilisés	Statistique Q2	Modèle choisi	Obs.
(0 1 1)(0 1 1)4	0.32	*	
(1 1 0)(0 1 1)4	0.32		
(2 1 0)(0 1 1)4	0.32		
(0 1 0)(1 1 1)4	0.32		Ljung-Box sign.
(1 1 0)(1 1 1)4	0.32		RSD

TAB. 3.3 : Modèles possibles pour la série 10-45

Le modèle (0 1 0)(1 1 1)4 a la statistique Ljung-Box significative. Le modèle (1 1 0)(1 1 1)4 présente des pics saisonniers (Rsd). Pour les modèles emboîtés (1 1 0)(0 1 1)4 et (2 1 0)(0 1 1)4, il n'y a pas de grandes différences, mais on voit que les critères d'ajustement globaux basés sur la vraisemblance sont plus petits pour le premier modèle (AIC, AICC etc). Entre ces deux modèles, le modèle (1 1 0)(0 1 1)4 est meilleur, regardant aussi le nombre des paramètres (3 pour ce modèle, en comparaison avec 4 pour l'autre). Pour les modèles (0 1 1)(0 1 1)4 et (1 1 0)(0 1 1)4, il n'y a pas de grande différence d'ajustement de la série. On choisit le modèle airline.

3. **Série 10-14**

Modèles utilisés	Statistique Q2	Modèle choisi
(0 1 1)(0 1 1)4	0.25[a]	*
(1 1 0)(0 1 1)4	0.50	
(2 1 0)(0 1 1)4	0.50	
(0 1 0)(1 1 1)4	0.50	
(1 1 0)(1 1 1)4	0.50	

TAB. 3.4 : Modèles possibles pour la série 10-14

[a] Cette valeur de la statistique Q2 est obtenue avec les modifications sigmalim et filtre 3x9.

Pour les modèles emboîtés (1 1 0)(0 1 1)4 et (2 1 0)(0 1 1)4, il n'y a pas de grandes différences, mais on voit que les critères d'ajustement globaux basés sur la vraisemblance sont plus petits pour le premier modèle (AIC, AICC etc). Entre ces deux modèles, le modèle (1 1 0)(0 1 1)4 est meilleur, regardant aussi le nombre des paramètres (3 pour ce modèle, en comparaison avec 4 pour l'autre) et les p-valeurs qui sont plus élevées. Pour les modèles (0 1 1)(0 1 1)4 et (1 1 0)(0 1 1)4, il n'y a pas de grande différence d'ajustement de la série. On

choisit le modèle airline (il a aussi des p-valeurs plus grandes que le modèle (0 1 0)(1 1 1)4 ; on peut constater la même chose pour le modèle (1 1 0)(1 1 1)4).

Remarque 4 *Le modèle choisi a la statistique* $M1 > 1$. *Avec la spécification sigmalim=(,1.5) et un filtre 3x9, on obtient* $M1 < 1$ *et un total de révision plus petit (0.20 en comparaison avec 0.26 dans le cas sans ces deux modifications et 0.35 dans le cas avec seulement la modification sigmalim=(,1.5)).*

4. **Série 15-37**

Modèles utilisés	Statistique Q2	Modèle choisi	Obs.
(0 1 1)(0 1 1)4	0.29		Ljung-Box sign.
(1 1 0)(0 1 1)4	0.28		Ljung-Box sign.
(2 1 0)(0 1 1)4	0.29		RSD
(0 1 0)(1 1 1)4	0.29		p-val. proche de 0.05
(1 1 0)(1 1 1)4	0.27		Ljung-Box sign.
(0 1 2)(0 1 1)4	0.29	*	

TAB. 3.5 : Modèles possibles pour la série 15-37

Le modèle (2 1 0)(0 1 1)4 présente des pics saisonniers (rsd). Le modèle (0 1 0)(1 1 1)4 montre des p-valeurs proche de 0.05 et le modèle (1 1 0)(1 1 1)4 a la statistique Ljung-Box significative. Les modèles (1 1 0)(0 1 1)4 et (0 1 1)(0 1 1)4 ont la statistique Ljung-Box significative. On choisit le modèle (0 1 2)(0 1 1)4, parce que ce modèle passe bien tous les tests.

5. **Série 15**

Modèles utilisés	Statistique Q2	Modèle choisi	Obs.
(0 1 1)(0 1 1)4	0.47		
(1 1 0)(0 1 1)4	0.30[a]	*	
(2 1 0)(0 1 1)4	0.46		1 val. aberrante, p-val.< 0.05, Ljung-Box sign.
(0 1 0)(1 1 1)4	0.47		1 val. aberrante
(1 1 0)(1 1 1)4	0.47		1 val. aberrante, p-val. petites

TAB. 3.6 : Modèles possibles pour la série 15

[a] Cette valeur de la statistique Q2 est obtenue avec la modification sigmalim.

Le modèle (2 1 0)(0 1 1)4 présente : une valeur aberrante, des p-valeurs< 0.05 et la statistique Ljung-Box significative. Les modèles (0 1 0)(1 1 1)4 et (1 1 0)(1 1 1)4 présentent une valeur aberrante et les statistiques M1 et M6> 1. En plus, le modèle (1 1 0)(1 1 1)4 a des p-valeurs petites. Entre les modèles airline et (1 1 0)(0 1 1)4, on choisit le modèle (1 1 0)(0 1 1)4, parce que les p-valeurs sont plus élevées.

Remarque 5 *Le modèle choisi a les statistiques M1 et M6 plus grandes que 1. Pour cette série on a un ratio* $I/S = 12.66$ *(la limite supérieure est de 6.5), ce qui montre que la composante irrégulière est trop forte en comparaison avec la composante saisonnière et* $M6 = 3.00$. *Avec la spécification sigmalim=(,1.5) on obtient* $M1 < 1$ *et M6 plus petite (1.87), mais un total de révision plus grand (0.16 en comparaison avec 0.12 dans le cas sans cette modification). Si on applique un filtre plus court (3x3), pour les mêmes limites des valeurs irrégulières, on obtient* $M1 < 1, M6 = 1.45$ *et le total des révisions 0.19, respectivement* $M1 < 1, M6 = 2$, *le total*$= 0.10$, *mais les totaux trend et "changes in trend" plus grands, dans le cas du filtre 3x9. On préfère fixer les limites pour pondérer les valeurs irrégulières, sans modifier le filtre.*

La **série 18** est traitée dans le paragraphe suivant.

6. **Série 20**

Modèles utilisés	Statistique Q2	Modèle choisi	Obs.
(0 1 1)(0 1 1)4	0.35	*	
(1 1 0)(0 1 1)4	0.37		
(2 1 0)(0 1 1)4	0.36		4 val. aberrantes, RSD
(0 1 0)(1 1 1)4	0.37		2 val. aberrantes, RSD
(1 1 0)(1 1 1)4	-		pas accepté

TAB. 3.7 : Modèles possibles pour la série 20

Le modèle (2 1 0)(0 1 1)4 présente des pics saisonniers (rsd) et quatre valeurs aberrantes. Le même modèle, mais avec des paramètres initiaux du modèle (1 1 0)(0 1 1)4 (ar=-0.1892, ma=0.7423), donne les mêmes résultats. Le modèle (0 1 0)(1 1 1)4 montre deux valeurs aberrantes et des pics saisonniers (rsd). Le modèle (1 1 0)(1 1 1)4 n'est pas accepté. Pour les modèles (0 1 1)(0 1 1)4 et (1 1 0)(0 1 1)4, il n'y a pas de grande différence d'ajustement de la série. On choisit le modèle airline.

Remarque 6 *Le problème qui reste pour le modèle choisi : deux valeurs aberrantes.*

7. **Série 24**

Modèles utilisés	Statistique Q2	Modèle choisi	Obs.
(0 1 1)(0 1 1)4			pas accepté
(1 1 0)(0 1 1)4			pas accepté
(2 1 0)(0 1 1)4	0.66		p-val.< 0.05, Ljung-Box sign.
(0 1 0)(1 1 1)4	0.35[a]	*	
(1 1 0)(1 1 1)4	0.67		

TAB. 3.8 : Modèles possibles pour la série 24

[a] Cette valeur de la statistique Q2 est obtenue avec les modifications sigmalim et filtre 3x9.

Les modèles airline et (1 1 0)(0 1 1)4 ne sont pas acceptés (on a utilisé la spécification automdl pour vérification). Le modèle (2 1 0)(0 1 1)4 présente des p-valeurs< 0.05 et la statistique Ljung-Box significative. Le modèle (0 1 0)(0 1 0)4 a quelques p-valeurs assez proche de 0.05 (par exemple, 0.06 pour le décalage 6). On observe que le modèle (1 1 0)(0 1 1)4, avec les paramètres initiaux égaux à zéro, ne marche pas (p-valeurs< 0.05 etc). On ajoute des paramètres et on aboutit au modèle (0 1 0)(1 1 1)4, qui a des p-valeurs assez élevées et le total des révisions plus petit (0.21 en comparaison avec 0.27 pour le modèle (0 1 0)(0 1 0)4). On voit aussi que ce modèle est meilleur en comparaison avec le modèle (1 1 0)(1 1 1)4, parce qu'il a des p-valeurs plus élevées. Le modèle choisi est alors (0 1 0)(1 1 1)4.

Remarque 7 *Le modèle choisi a les statistiques $M8, M10, M11 > 1$. Avec la spécification sigmalim=(,1.5) et un filtre 3x9 on obtient $M8, M10, M11 < 1$ et un total de révision plus petit (0.14 en comparaison avec 0.21 dans le cas sans ces deux modifications).*

8. **Série 26**

Modèles utilisés	Statistique Q2	Modèle choisi	Obs.
(0 1 1)(0 1 1)4	0.34[a]	*	
(1 1 0)(0 1 1)4	0.60		Ljung-Box sign. p-val. petites
(2 1 0)(0 1 1)4	0.60		
(0 1 0)(1 1 1)4	0.59		p-val. proche de 0.05
(1 1 0)(1 1 1)4	0.60		

TAB. 3.9 : Modèles possibles pour la série 26

[a] Cette valeur de la statistique Q2 est obtenue avec les modifications sigmalim et filtre 3x9.

Le modèle (0 1 0)(1 1 1)4 a des p-valeurs proche de 0.05. Le modèle (1 1 0)(1 1 1)4 a des p-valeurs petites et la statistique Ljung-Box significative. Les autres trois modèles passent les critères d'ajustement. Pour les modèles emboîtés (1 1 0)(0 1 1)4 et (2 1 0)(0 1 1)4, on voit que les valeurs des critères d'ajustement globaux basés sur la vraisemblance sont plus petites pour le premier modèle (AIC, AICC etc). Entre ces deux modèles, le modèle (1 1 0)(0 1 1)4 est meilleur, regardant aussi le nombre des paramètres (3 pour ce modèle, en comparaison avec 4 pour l'autre) et le total des révisions (0.189, respectivement 0.193). Les modèles airline et (1 1 0)(0 1 1)4 donnent des résultats très proches. On choisit le modèle airline, en regardant aussi le total des révisions (0.183 pour airline).

Remarque 8 *Le modèle choisi a la statistique $M1 > 1$. Avec la spécification sigmalim=(,1.5) et un filtre 3x9 on obtient $M1 < 1$ et un total de révision plus petit (0.13 en comparaison avec 0.19 dans le cas sans ces deux modifications et 0.25 dans le cas avec seulement la modification sigmalim=(,1.5)).*

9. **Série 28**

Modèles utilisés	Statistique Q2	Modèle choisi	Obs.
(0 1 1)(0 1 1)4	0.52		
(1 1 0)(0 1 1)4	0.23[a]	*	
(2 1 0)(0 1 1)4	0.52		
(1 0 1)(0 0 1)4	0.55		
(0 1 1)(0 0 1)4	0.55		RSD
(0 1 0)(1 1 1)4	0.47		p-val. petites
(1 1 0)(1 1 1)4	0.51		

TAB. 3.10 : Modèles possibles pour la série 28

[a] Cette valeur de la statistique Q2 est obtenue avec les modifications sigmalim et filtre 3x9.

Pour les modèles emboîtés (1 1 0)(0 1 1)4 et (2 1 0)(0 1 1)4, on voit que les valeurs des critères d'ajustement globaux basés sur la vraisemblance sont plus petites pour le premier modèle (AIC, AICC etc). Entre ces deux modèles, le modèle (1 1 0)(0 1 1)4 est meilleur, regardant aussi le nombre des paramètres (3 pour ce modèle, en comparaison avec 4 pour l'autre) et le total des révisions (0.15, respectivement 0.18). Le problème du modèle (1 1 0)(0 1 1)4 est l'existence du paramètre MA très proche de 1. On essaye alors le modèle (1 0 1)(0 0 1)4, mais dans ce cas le paramètre AR est égal avec 1. Un autre modèle proposé est (0 1 1)(0 0 1)4, mais il présente des pics saisonniers (rsd). Les modèles (0 1 0)(1 1 1)4 et (1 1 0)(1 1 1)4 ont des p-valeurs petites et le paramètre MA proche de 1. La comparaison entre les modèles airline et (1 1 0)(0 1 1)4 montre que le deuxième est meilleur, ayant le total des révisions plus petit (0.15 en comparaison avec 0.18). La comparaison entre les modèles (1 1 0)(1 1 1)4 et (1 1 0)(0 1 1)4 montre que le deuxième est meilleur, ayant les p-valeurs plus élevées. On choisit alors le modèle (1 1 0)(0 1 1)4.

Remarque 9 *Le modèle choisi a les statistiques* $M8, M10, M11 > 1$. *Il y a encore le paramètre MA proche de 1. Avec la spécification sigmalim=(,1.5) et un filtre 3x9 on obtient* $M8, M10, M11 < 1$ *et un total de révision plus petit (0.13 en comparaison avec 0.15 dans le cas sans ces deux modifications et 0.19 dans le cas avec seulement la modification sigmalim=(,1.5)).*

Les **séries 30, 33, 34, 36-37** sont traitées dans le paragraphe suivant.

10. **Série 45**

Modèles utilisés	Statistique Q2	Modèle choisi	Obs.
(0 1 1)(0 1 1)4	0.25		1 val. aberrante
(1 1 0)(0 1 1)4	0.26	*	1 val. aberrante
(2 1 0)(0 1 1)4	0.26		1 val. aberrante
(0 1 0)(1 1 1)4	0.25		1 val. aberrante, Ljung-Box sign., p-val.< 0.05
(1 1 0)(1 1 1)4			pas accepté

TAB. 3.11 : Modèles possibles pour la série 45

Le modèle (0 1 0)(1 1 1)4 montre l'existence d'une valeur aberrante, la statistique Ljung-Box significative et des p-valeurs< 0.05. Le modèle (1 1 0)(1 1 1)4 n'est pas accepté. Les autres trois modèles du tableau passent les critères d'ajustement, mais ils montrent l'existence d'une valeur aberrante. Pour les modèles emboîtés (1 1 0)(0 1 1)4 et (2 1 0)(0 1 1)4, on voit que les valeurs des critères d'ajustement globaux basés sur la vraisemblance sont plus petites pour le premier modèle (AIC, AICC etc). Entre ces deux modèles, le modèle (1 1 0)(0 1 1)4 est meilleur, regardant aussi le nombre des paramètres (3 pour ce modèle, en comparaison avec 4 pour l'autre) et le total des révisions (0.134, respectivement 0.137). Les modèles airline et (1 1 0)(0 1 1)4 donnent des résultats très proches. On choisit le modèle (1 1 0)(0 1 1)4, en regardant aussi le total des révisions (0.134 en comparaison avec 0.143 pour airline).

Remarque 10 *Le problème qui reste pour le modèle choisi est une valeur aberrante.*

La **série 51** est traitée dans le paragraphe suivant.

11. **Série 55**

Modèles utilisés	Statistique Q2	Modèle choisi	Obs.
(0 1 1)(0 1 1)4	0.95		p-val.< 0.05
(1 1 0)(0 1 1)4	0.74		1 val. aberrante, IRR
(2 1 0)(0 1 1)4	0.95		p-val.< 0.05
(0 1 0)(1 1 1)4	0.96		les stat. M> 1
(1 1 0)(1 1 1)4	0.43[a]	*	

TAB. 3.12 : Modèles possibles pour la série 55

[a] Cette valeur de la statistique Q2 est obtenue avec les modifications sigmalim et filtre 3x9.

Le modèle airline a des p-valeurs petites (par exemple pour le lag 9, la p-valeur< 0.05). Le modèle (1 1 0)(0 1 1)4 montre l'existence d'une valeur aberrante et la présence des pics saisonnièrs (irr). Le modèle (2 1 0)(0 1 1)4 a des p-valeurs< 0.05. Le modèle (0 1 0)(1 1 1)4 montre quatre statistiques M plus grandes que 1 et des p-valeurs assez petites (par exemple pour le décalage 9, la p-valeur$= 0.09$). On choisit alors le modèle (1 1 0)(1 1 1)4, qui a des p-valeurs assez élevées.

Remarque 11 *Le modèle choisi a les statistiques $M10, M11 > 1$. Il y a encore une valeur aberrante. Avec la spécification sigmalim=(,1.5) et un filtre 3x9 on obtient $M10, M11 < 1$ et un total de révision plus petit (0.21 en comparaison avec 0.24 dans le cas sans ces deux modifications).*

12. **Série 60**

Modèles utilisés	Statistique Q2	Modèle choisi	Obs.
(0 1 1)(0 1 1)4	0.23[a]	*	
(1 1 0)(0 1 1)4	0.47		2 val. aberrantes
(2 1 0)(0 1 1)4	0.58		
(0 1 0)(1 1 1)4	0.61		
(1 1 0)(1 1 1)4	0.61		

TAB. 3.13 : Modèles possibles pour la série 60

[a] Cette valeur de la statistique Q2 est obtenue avec les modifications sigmalim et filtre 3x9.

Pour les modèles emboîtés (1 1 0)(0 1 1)4 et (2 1 0)(0 1 1)4, on voit que les valeurs des critères d'ajustement globaux basés sur la vraisemblance sont plus petites pour le premier modèle (AIC, AICC etc). Mais, le modèle (1 1 0)(0 1 1)4 montre l'existence des deux valeurs aberrantes. Les modèles (0 1 0)(1 1 1)4 et (1 1 0)(1 1 1)4 ont le paramètre MA proche de 1. On fait une comparaison entre les modèles airline et (2 1 0)(0 1 1)4. On voit que le modèle airline est meilleur, à cause des totaux des révisions qui sont plus petits.

Remarque 12 *Le modèle choisi a les statistiques* $M1, M4 > 1$. *Avec la spécification sigmalim=(,1.5) et un filtre 3x9 on obtient* $M1, M4 < 1$ *et un total de révision plus petit (0.16 en comparaison avec 0.21 dans le cas sans ces deux modifications et 0.21 dans le cas avec seulement la modification sigmalim=(,1.5)).*

13. **Série 61**

Modèles utilisés	Statistique Q2	Modèle choisi	
(0 1 1)(0 1 1)4	0.58	*	
(1 1 0)(0 1 1)4	0.58		
(2 1 0)(0 1 1)4	0.59		pics sais.
(0 1 0)(1 1 1)4			pas accepté
(1 1 0)(1 1 1)4	0.58		

TAB. 3.14 : Modèles possibles pour la série 61

Pour les modèles emboîtés (1 1 0)(0 1 1)4 et (2 1 0)(0 1 1)4, on voit que les valeurs des critères d'ajustement globaux basés sur la vraisemblance sont presque égaux (AIC, AICC etc). Entre ces deux modèles, le modèle (2 1 0)(0 1 1)4 est meilleur, regardant les p-valeurs qui sont plus élevées et le total des révisions qui est plus petit (0.73, respectivement 0.76). Cependant, il montre des pics saisonniers. Le modèle (0 1 0)(1 1 1)4 n'est pas accepté. En comparaison avec le modèle (1 1 0)(1 1 1)4, le modèle (2 1 0)(0 1 1)4 a des p-valeurs plus élevées. On compare les modèles airline et (2 1 0)(0 1 1)4. On choisit le modèle airline, parce-qu'il passe tous les tests.

La **série 70** est traitée dans le paragraphe suivant.

14. **Série 71**

Modèles utilisés	Statistique Q2	Modèle choisi	
(0 1 1)(0 1 1)4	0.85		
(1 1 0)(0 1 1)4	0.55[a]	*	
(2 1 0)(0 1 1)4	0.81		
(0 1 0)(1 1 1)4	0.82		p-val.< 0.05
(1 1 0)(1 1 1)4	0.86		

TAB. 3.15 : Modèles possibles pour la série 71

[a] Cette valeur de la statistique Q2 est obtenue avec les modifications sigmalim et filtre 3x9.

Le modèle (0 1 0)(1 1 1)4 a des p-valeurs petites (par exemple, pour le décalage 3, on a 0.03). Pour les modèles emboîtés (1 1 0)(0 1 1)4 et (2 1 0)(0 1 1)4, on voit que les valeurs des critères d'ajustement globaux basés sur la vraisemblance sont plus petits dans le cas du premier modèle (AIC, AICC etc). Entre ces deux modèles, le modèle (1 1 0)(0 1 1)4 est meilleur, regardant les p-valeurs qui sont plus élevées. On compare les modèles airline et (1 1 0)(0 1 1)4. On choisit le modèle (1 1 0)(0 1 1)4, parce que les p-valeurs sont plus élevées et le total des révisions est plus petit (0.40 en comparaison avec 0.41 pour airline). On peut constater la même chose pour la comparaison entre les modèles (1 1 0)(1 1 1)4 et (1 1 0)(0 1 1)4.

Remarque 13 *Le modèle choisi a les statistiques* $M1, M8, M10 > 1$. *Avec la spécification sigmalim=(,1.5) et un filtre 3x9 on obtient* $M1, M8, M10 < 1$ *et un total de révision plus petit (0.31 en comparaison avec 0.40 dans le cas sans ces deux modifications).*

15. **Série 73**

Modèles utilisés	Statistique Q2	Modèle choisi	Obs.
(0 1 1)(0 1 1)4	0.36[a]	*	
(1 1 0)(0 1 1)4	0.46		
(2 1 0)(0 1 1)4	0.44		
(0 1 0)(1 1 1)4	0.49		1 val. aberrante
(1 1 0)(1 1 1)4	0.42		p-val.< 0.05, RSD, Ljung-Box sign.

TAB. 3.16 : Modèles possibles pour la série 73

[a] Cette valeur de la statistique Q2 est obtenue avec les modifications sigmalim et filtre 3x9.

Le modèle (0 1 0)(1 1 1)4 montre l'existence d'une valeur aberrante. Pour les modèles emboîtés (1 1 0)(0 1 1)4 et (2 1 0)(0 1 1)4, on voit que les valeurs des critères d'ajustement globaux basés sur la vraisemblance sont plus petits dans le cas du premier modèle (AIC, AICC etc). Entre ces deux modèles, le modèle (1 1 0)(0 1 1)4 est meilleur, regardant les p-valeurs qui sont plus élevées. Le modèle (1 1 0)(1 1 1)4 a des p-valeurs< 0.05, la statistique Ljung-Box significative et des pics saisonniers (rsd). On compare les modèles airline

et (1 1 0)(0 1 1)4. Pour les modèles (0 1 1)(0 1 1)4 et (1 1 0)(0 1 1)4, il n'y a pas de grande différence d'ajustement de la série. On choisit le modèle airline.

Remarque 14 *Le modèle choisi a les statistiques* $M8, M10, M11 > 1$. *Avec la spécification sigmalim=(,1.5) et un filtre 3x9 on obtient* $M8, M10, M11 < 1$ *et un total de révision plus petit (0.19 en comparaison avec 0.21 dans le cas sans ces deux modifications et 0.25 dans le cas avec seulement la modification sigmalim=(,1.5)).*

Résultats concernant les séries à saisonnalité non déterminée

Pour préciser la nature de la saisonnalité des séries considérées initialement à saisonnalité non déterminée (diagnostic mis dans les premiers modèles, voir page 13), on a utilisé une liste de 24 modèles ARIMA, avec la spécification X11 multiplicatif, la transformation logarithmique et la détection des valeurs aberrantes additives et changement de niveau (AO et LS).

La liste de modèles et les résultats sont présentés dans l'Annexe 1, page 35.

Les tests utilisés pour contrôler la qualité des modèles ARIMA sont les mêmes que dans le cas des séries saisonnières (voir 2.6).

A partir des résultats donnés de ces tests, les diagnostics proposés sont suivants :

No	Série	Diagnostic
1.	18	S
2.	25	NS
3.	27	NS
4.	29	NS
5.	30	S
6.	33	S
7.	34	S
8.	35	NS
9.	36-37	S
10.	51	S
11.	67	NS
12.	70-74	NS
13.	70	S
14.	72	NS
15.	74	NS
16.	75	NS
17.	85	NS
18.	90	NS

TAB. 3.17 : Diagnostics proposés pour les séries à saisonnalité non déterminée

Pour les séries déclarées saisonnières, les modèles utilisés pour la désaisonnalisation sont :

Série	Modèle	Q2	Valeurs aberrantes
18	(0 1 1)(0 1 0)4	0.42[a]	0
30	(0 1 0)(1 1 1)4	0.53[a]	AO2002.1
33	(0 1 0)(1 1 1)4	0.51[a]	0
34	(0 1 0)(0 1 0)4	0.41[a]	AO2001.4
36-37	(0 1 0)(0 0 1)4[b]	0.40[a]	LS1992.3, LS1995.4
51	(0 1 1)(0 1 1)4	0.44[a]	0
70	(1 1 0)(0 1 1)4	0.31[a]	LS1993.2

TAB. 3.18 : Modèles pour les séries déclarées saisonnières

[a] on a utilisé les modifications sigmalim=(,1.5) et seasonalma=s3x9 dans la spécification X11

[b] ce modèle n'est pas dans la liste

Il y a quelques séries parmi les 18 séries, où des modèles avec le diagnostic "non saisonnière" et des modèles avec le diagnostic "saisonnière" passent les tests pour la même série. On a alors le problème du diagnostic. Pour ces séries on compare les modèles qui passent les tests. Les résultats sont suivants :

1. **Série 51 :** La plupart des modèles de la liste donnent le diagnostic saisonnière. On observe la présence du modèle (0 1 0) qui donne le diagnostic non saisonnière, mais qui passe les tests. En faisant une comparaison avec le modèle (0 1 1)(0 1 1)4, considéré comme le meilleur pour cette série parmi les modèles qui donnent le diagnostic saisonnière, on observe que le modèle (0 1 0) montre deux valeurs aberrantes. On considère alors la série 51 comme saisonnière et le modèle (0 1 1)(0 1 1)4 comme le meilleur modèle pour cette série.
2. **Série 67 :** La plupart des modèles de la liste donnent le diagnostic non saisonnière. On observe la présence des modèles (1 1 1)(0 1 1)4, (2 1 2)(0 1 1)4, (1 1 0)(1 1 1)4 et (0 1 2)(0 1 1)4 qui donnent le diagnostic "non saisonnière", mais qui passent les tests. En faisant une comparaison de ces modèles avec le modèle (1 1 0)(0 1 1)4, considéré comme le meilleur pour cette série parmi les modèles qui donnent le diagnostic "saisonnière", on observe que le modèle (1 1 0)(0 1 1)4 montre une valeur aberrante. Comme les modèles avec le diagnostic "non saisonnière" n'ont pas ce type des problèmes et ils passent bien tous les tests, on considère la série 67 non saisonnière.
3. **Série 70 :** La plupart des modèles de la liste donnent le diagnostic "saisonnière". On observe la présence du modèle (1 0 0) qui donne le diagnostic "non saisonnière", mais qui passe les tests. En faisant une comparaison avec le modèle (1 1 0)(0 1 1)4, considéré comme le meilleur pour cette série parmi les modèles qui donnent le diagnostic "saisonnière", on observe que le modèle (1 0 0) a les valeurs des statistiques M7 et M8 très élevées. On considère alors la série 70 saisonnière et le modèle (1 1 0)(0 1 1)4 comme le meilleur modèle pour cette série.
4. **Série 85 :** La plupart des modèles de la liste donnent le diagnostic "non saisonnière". On observe la présence des modèles (1 0 0) et (0 1 0) qui donnent le diagnostic "non saisonnière", mais qui passent les tests. On note que le modèle (1 0 0) a le paramètre AR=1. Il y a aussi le modèle (0 1 0)(0 1 1)4 qui passe les tests, mais qui donne le diagnostic "saisonnière". On

observe que le modèle (0 1 0)(0 1 1)4 montre deux valeurs aberrantes, tandis que le modèle (0 1 0) passe bien tous les tests. On considère alors la série 85 non saisonnière.

Remarque 15 *Pour la série 70-74 on a utilisé la spécification composite, pour réaliser une comparaison entre l'ajustement direct et indirect. L'ajustement direct donne le diagnostic "série saisonnière", alors que l'ajustement indirect donne le diagnostic "série non saisonnière". Puisque on a observé une saisonnalité très faible, on a conclu que la série est non saisonnière.*

3.2 Résultats finaux

Séries saisonnières

No	Série	Modèle
1.	10-93	(0 1 0)(1 1 1)4
2.	10-45	(0 1 1)(0 1 1)4
3.	10-14	(0 1 1)(0 1 1)4*
4.	15-37	(0 1 2)(0 1 1)4
5.	15	(1 1 0)(0 1 1)4*
6.	18	(0 1 1)(0 1 0)4*
7.	20	(0 1 1)(0 1 1)4
8.	24	(0 1 0)(1 1 1)4*
9.	26	(0 1 1)(0 1 1)4*
10.	28	(1 1 0)(0 1 1)4*
11.	30	(0 1 0)(1 1 1)4*
12.	33	(0 1 0)(1 1 1)4*
13.	34	(0 1 0)(0 1 0)4*
14.	36-37	(0 1 0)(0 0 1)4*
15.	45	(1 1 0)(0 1 1)4
16.	51	(0 1 1)(0 1 1)4*
17.	55	(1 1 0)(1 1 1)4*
18.	60	(0 1 1)(0 1 1)4*
19.	61	(0 1 1)(0 1 1)4
20.	70	(1 1 0)(0 1 1)4*
21.	71	(1 1 0)(0 1 1)4*
22.	73	(0 1 1)(0 1 1)4*

TAB. 3.19 : Séries saisonnières

* voir les transformation correspondantes dans la section 3.1.1 concernant le filtre et la spécification sigmalim

Séries non saisonnières

No	Série
1.	16
2.	17
3.	19
4.	21
5.	22
6.	23
7.	25
8.	27
9.	29
10.	31
11.	32
12.	35
13.	40-41
14.	50
15.	50-52
16.	50-93
17.	52
18.	60-64
19.	62
20.	63
21.	64
22.	65-67
23.	65
24.	66
25.	67
26.	70-74
27.	72
28.	74
29.	75
30.	80
31.	85
32.	90-93
33.	90
34.	91
35.	92
36.	93

TAB. 3.19 : Séries non saisonnières

3.3 Analyse des deuxième et troisième trimestres 2002 sur la base des modèles établis jusqu'au premier trimestre

Les modèles établis jusqu'au 1Q02 pour les séries saisonnières ont été en général acceptés pour la prolongation des deux valeurs 2Q02 et 3Q02.

Une exception a été faite de la série 61. Dans la première phase, on avait choisi pour cette série le modèle (2 1 0)(0 1 1)4. En ajoutant ces deux trimestres, on a observé que le modèle considéré montre des pics saisonniers (RSD). On a repris alors la liste des modèles qui ont passé les tests dans le cas de la série 61 et on a choisi à la fin le modèle airline, qui est emboîté dans le premier modèle et qui passe tous les tests d'ajustement.

Le tableau suivant présente les prévisions, les bornes des intervalles de prévision à 95% et les vraies valeurs pour les trimestres 2002.2 et 2002.3. L'intervalle de prévision est l'intervalle calculé avant de disposer de la valeur à prédir (donc ici au 1Q02). Sur 42 bornes calculées, on s'attend donc à ce que 2 ou 3 valeurs sortent de l'intervalle. On observe que les vraies valeurs se trouvent dans l'intervalle de prévision calculé, sauf les trimestres 2002.2 de la série 18 et 2002.2 de la série 30.

Série	Trim.	Borne inf.	Prévision	Borne sup.	Vraie valeur
10-93	2002.2	3573897	3619983	3666665	3609174
	2002.3	3572308	3637629	3704145	3633789
10-14	2002.2	4934	5092	5255	5140
	2002.3	4849	5076	5314	5151
15-37	2002.2	680573	689092	697718	690719
	2002.3	675377	692373	709796	689526
15	2002.2	61491	63140	64834	62717
	2002.3	61195	63400	65684	63602
18	2002.2	6713	7049	7402	6667
	2002.3	6356	6948	7596	6358
20	2002.2	35616	36353	37106	36283
	2002.3	35387	36607	37870	36506
24	2002.2	64204	65708	67247	66940
	2002.3	64144	66280	68486	67864
26	2002.2	18601	19063	19537	18350
	2002.3	18498	19085	19691	18794
28	2002.2	81214	83090	85010	83723
	2002.3	80000	83069	86256	83037
30	2002.2	2696	2919	3161	3270
	2002.3	2664	2934	3231	3130
33	2002.2	73496	75519	77597	75109
	2002.3	74547	77465	80497	75049
34	2002.2	4440	4657	4886	4559
	2002.3	4355	4661	4987	4541
36-37	2002.2	29098	29692	30297	29189
	2002.3	28782	29616	30473	28997
45	2002.2	286955	295063	303400	293753
	2002.3	28403	297206	310992	297175
51	2002.2	204087	210215	216528	205942
	2002.3	204033	211739	219738	209385
55	2002.2	221147	228149	235371	224526
	2002.3	216372	225431	234870	224025
60	2002.2	86997	89545	92168	88657
	2002.3	86587	89641	92803	89877
61	2002.2	2359	2534	2723	2545
	2002.3	2316	2519	2740	2477
70	2002.2	19897	20586	21299	20759
	2002.3	19602	20835	22146	21033
71	2002.2	3810	3993	4186	4008
	2002.3	3764	3979	4206	4012
73	2002.2	13649	14171	14713	14315
	2002.3	13482	14339	15251	13876

TAB. 3.20 : Prévisions, intervalles de prévision à 95%, vraies valeurs

3.4 Séries régionales

Les séries régionales commencent en 1995.3, mais elles ne sont homogènes du point de vue du plan de échantillonnage qu'à partir de 1998.1. Pour cette raison, elles sont trop courtes pour être désaisonnalisées. Les séries cantonales commencent en 2001.3. Alors, elles sont trop courtes pour être désaisonnalisées.

3.5 Conclusions

On conclut avec quelques idées qui ont été développées pendant notre travail de désaisonnalisation des séries BESTA.

On ne conseille pas d'utiliser le modèle X11 sans faire une analyse de la série étudiée (il y a des cas où l'application directe de X11 peut produire un faux diagnostic de saisonnalité ou non saisonnalité - voir l'Annexe 1, page 32).

On conseille de faire une liste de modèles qui passent les critères d'ajustement (voir 2.6) et de choisir de cette liste un modèle qui ajuste bien la série. Les avantages d'un modèle doivent être : critères clairs pour la détermination de la saisonnalité, la possibilité de faire des prévisions, et les révisions en moyenne plus petites possibles.

Le modèle par défaut (airline) produit parfois des erreurs dans la détermination de la saisonnalité.

Pour certaines séries composites aucun modèle ne passe les tests d'ajustement. On conseille alors de faire un ajustement indirect. Pour tester la qualité d'un ajustement indirect, on a considéré les séries composites 10-93, 10-45 et 50-93. Puisque la série 50-93 n'est pas saisonnière, on a vérifié quel est le rapport relatif entre la série brute 50-93 et (SA10-93)-(SA10-45). Les résultats exprimés en pourcentages sont entre 0.998% et 1.004%, c'est-à-dire que la différence (SA10-93)-(SA10-45) est dans l'intervalle $[0.998\%, 1.004\%]$ de la série 50-93. On a fait alors une erreur maximale de 0.004% qui est plus petite que l'erreur d'échantillonnage (voir [7], page 40).

Annexes

Annexe 1 - Résultats préliminaires

Le tableau suivant présente le diagnostic de saisonnalité (S) ou non saisonnalité (NS) pour les modèles considérés, ainsi que la valeur de la statistique Q2 qui doit être plus petite que 1 :

Légende :
X11-modèle X11 multiplicatif
M1 - modèle log+airline+outlier(AO,LS)+X11 multiplicatif
M2 - modèle log+airline+outlier(AO,LS,TC)+X11 multiplicatif
M3 - modèle airline+outlier(AO,LS,TC)+X11 additif
S - série saisonnière
NS - série non saisonnière

Série	X11	Q2	M3	Q2	M2	Q2	M1	Q2
10-93	S	0.51	S	0.51	S	0.50	S	0.50
10-45	S	0.33	S	0.32	S	0.32	S	0.32
10-14	S	0.49	S	0.52	S	0.50	S	0.50
15-37	S	0.29	S	0.30	S	0.30	S	0.30
15	S	0.49	S	0.45	S	0.48	S	0.48
16	NS	1.21	NS	1.11	NS	1.27	NS	1.43
17	NS	1.20	NS	1.08	NS	1.19	NS	1.19
18	S	0.54	S	0.55	S	0.56	S	0.56
19	NS	1.81	NS	1.70	NS	1.61	NS	1.73
20	S	0.39	S	0.42	S	0.35	S	0.35
21	NS	1.36	NS	1.29	NS	0.89	NS	1.32
22	NS	1.26	NS	1.21	NS	1.20	NS	1.20
23	NS	0.98	NS	0.98	NS	1.00	NS	0.98
24	S	0.68	S	0.69	S	0.62	S	0.62
25	NS	0.85	S	0.84	S	0.79	S	0.79
26	S	0.61	S	0.57	S	0.60	S	0.60
27	NS	0.85	NS	0.88	S	0.65	S	0.65
28	S	0.52	S	0.52	S	0.53	S	0.53
29	NS	0.76	S	0.89	S	0.92	S	0.92
30	S	0.66	S	0.54	S	0.76	S	0.76
31	NS	0.87	NS	0.83	NS	0.86	NS	0.86
32	NS	0.72	NS	0.76	NS	0.75	NS	0.84
33	S	0.93	S	0.89	S	0.88	S	0.88
34	NS	1.05	S	0.73	S	0.72	S	0.72
35	NS	0.91	S	0.92	NS	0.93	NS	0.93
36-37	NS	0.71	S	0.71	S	0.69	S	0.69
40-41	NS	0.77	NS	1.09	NS	1.12	NS	1.12
45	S	0.34	S	0.32	S	0.26	S	0.26
50-93	NS	1.53	NS	1.35	NS	1.32	NS	1.32

Série	X11	Q2	M3	Q2	M2	Q2	M1	Q2
50-52	NS	1.25	NS	1.25	NS	1.23	NS	1.23
50	NS	1.61	NS	1.59	NS	1.59	NS	1.59
51	S	0.79	S	0.71	S	0.75	S	0.75
52	NS	1.39	NS	1.40	NS	1.39	NS	1.39
55	S	1.04	S	0.95	S	0.95	S	0.95
60-64	NS	1.22	NS	1.28	NS	1.28	NS	1.28
60	S	0.57	S	0.57	S	0.58	S	0.58
61	S	0.64	S	0.46	S	0.58	S	0.58
62	NS	1.16	NS	1.00	NS	1.37	NS	1.37
63	NS	1.08	NS	1.00	NS	1.00	NS	1.00
64	NS	1.53	NS	1.59	NS	1.59	NS	1.05
65-67	NS	1.20	NS	1.16	NS	1.15	NS	1.15
65	NS	0.76	NS	0.81	NS	0.80	NS	0.80
66	NS	0.93	NS	1.03	NS	0.98	NS	0.98
67	S	0.80	NS	0.88	NS	0.82	NS	0.82
70-74	NS	0.63	S	0.72	S	0.66	S	0.66
70	NS	1.06	S	0.52	S	0.51	S	0.51
71	S	0.91	S	0.86	S	0.86	S	0.86
72	NS	0.92	NS	0.98	NS	0.88	NS	0.88
73	S	0.42	S	0.42	S	0.47	S	0.47
74	NS	0.70	NS	0.90	S	0.80	S	0.80
75	NS	1.33	S	0.43	S	0.42	S	0.51
80	NS	0.95	NS	0.79	NS	0.80	NS	0.80
85	NS	1.11	S	0.66	S	0.66	S	0.66
90-93	NS	1.56	NS	1.48	NS	1.50	NS	1.50
90	S	0.98	S	0.96	S	0.94	S	0.94
91	NS	1.23	NS	1.21	NS	1.19	NS	1.19
92	NS	1.17	NS	1.55	NS	1.52	NS	1.52
93	NS	1.70	NS	1.63	NS	1.63	NS	1.63

Résultats préliminaires :

Liste des séries saisonnières, non saisonnières et à saisonnalité non à saisonnalité non déterminée

Séries Saisonnières (S)	Séries non saisonnières (NS)	Séries non dét.
10-93	16	18
10-45	17	25
10-14	19	27
15-37	21	29
15	22	30
20	23	33
24	31	34
26	32	35
28	40-41	36-37
45	50	51
55	50-52	67
60	50-93	70-74
61	52	70
71	60-64	72
73	62	74
	63	75
	64	85
	65-67	90
	65	
	66	
	80	
	90-93	
	91	
	92	
	93	

Comparaison de modèles concernant le nombre des séries à saisonnalité non déterminée

Les tableaux suivants montrent la comparaison des modèles concernant le nombre de fois où on a trouvé le diagnostic saisonnier ou non saisonnier. Par exemple, pour le premier tableau, on a dans 14 cas le diagnostic saisonnier pour les modèles M2 et M3, dans 0 cas le diagnostic saisonnier pour le modèle M3 et non saisonnier pour le modèle M2 etc. M est le modèle antérieur (voir [4]).

	M2	S	NS
M3			
S		14	0
NS		2	2

	M3	S	NS
M			
S		6	3
NS		7	1

	M1	S	NS
M2			
S		15	1
NS		0	2

	M2	S	NS
X11			
S		5	1
NS		11	1

	M1	S	NS
M3			
S		13	1
NS		2	2

	M3	S	NS
X11			
S		5	1
NS		9	3

	M2	S	NS
M			
S		7	2
NS		8	0

	M	S	NS
X11			
S		1	5
NS		8	2

Valeurs aberrantes

Type	Date	Série	Modèle
	1991.4	45	M1,M2,M3
	1992.3	64	M1
	1992.4	29	M1,M2,M3
	1992.4	64	M1
	1993.3	64	M2,M3
	1994.2	80	M1,M2,M3
	1995.2	75	M1
	1995.3	23	M1
	1996.1	64	M1,M2,M3
AO	1997.2	16	M1
	1998.4	20	M1,M2,M3
	2000.1	72	M3
	2001.1	19	M1
		75	M1,M2,M3
		92	M1,M2,M3
	2001.3	32	M1
	2001.4	34	M1,M2,M3
	2002.1	30	M1,M2,M3
	1992.3	20	M1,M2,M3
		36-37	M1,M2,M3
		85	M1,M2,M3
		18	M3
	1993.1	64	M1
	1993.2	70,7074,74	M1,M2,M3
		64	M2,M3
	1993.3	64	M1
	1995.4	36-37	M1,M2,M3
LS	1997.3	35	M1,M2,M3
		62	M1,M2,M3
	1998.1	27	M1,M2
		32	M1,M2,M3
	1999.2	40-41	M1,M2,M3
	1999.4	40-41	M1,M2,M3
		75	M2,M3
	2000.3	64	M1,M2,M3
	2001.2	75	M1,M2,M3
		85	M1,M2,M3
	2001.3	16	M1,M2
	2001.4	19	M1
	1993.1	64	M2,M3
	1995.2	75	M2,M3
	1995.3	23	M2,M3
TC	1997.2	16	M2
	1998.4	21	M2
	1999.1	35	M3
	2000.1	35	M3
		72	M3
	2001.3	32	M2,M3
		66	M3
	2001.4	19	M2

Liste des modèles utilisés pour établir la saisonnalité/ non saisonnalité dans le cas des séries à saisonnalité non déterminées et les résultats

Modèle	18	25	27	29	30	33	34	35	36-37	51	67	70-74	70	72	74	75	85	90
(0 0 1)	NS	NS	NS	NS	NS	S	S	NS	NS	S	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
(1 0 0)	S	NS*	NS	NS*	NS	NS	S	NS*	S	S	NS	S	NS*	NS	NS	NS	NS*	NS*
(0 1 0)	S	NS*	NS	NS*	NS	NS	S	NS*	S	NS*	NS	S	S	NS	NS	NS	NS*	NS*
(0 0 3)	NS	-	-	-	NS	-	NS	NS	-	NS	NS	-	NS	-	-	-	-	-
(0 1 0)4	S	NS	S	NS	NS	NS	S	NS	NS	S	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
(1 0 0)4	S	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	S	S	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
(0 0 1)4	NS	NS	NS	NS	S	NS	S	NS	NS	S	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	S
(0 0 2)4	S	NS	NS	S	S	S	S	NS	NS	S	NS	S	NS	NS	NS	NS	NS	-
(101)(001)4	S	NS*	NS*	NS	S	NS	S	NS	S	S	NS	S	S	NS	NS	NS	NS	NS
(011)(001)4	S	NS*	NS	NS	S	NS	S	NS	S	S	NS	S*	S	NS	NS*	NS*	NS	NS
(010)(010)4	S	NS*	NS	NS*	NS	S	S*	NS*	S	S*	NS	NS*	S	NS	NS*	NS	NS	NS*
(001)(011)4	S	S	NS	NS	NS	NS	S	NS	S	S	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
(011)(010)4	S*	NS*	NS	NS	S*	S	S*	NS*	S	S*	NS	S	S	NS	NS	NS	NS	NS
(010)(011)4	S	NS*	NS*	NS*	S	S	S*	NS*	S	S*	NS	S*	S	NS	NS*	NS*	S*	NS*
(110)(011)4	S	NS*	NS*	NS	S	S	S*	NS	S	S*	S*	S	S*	NS*	NS	S	S	NS*
(011)(011)4	S*	NS*	NS*	NS	S	S	S*	NS*	S	S*	NS	S	S*	NS*	NS	S	S	NS*
(101)(011)4	S*	NS*	NS	NS	S	S	S*	NS*	S	S*	NS	S	S*	NS	NS*	S	NS	NS*
(111)(011)4	S*	NS*	NS	NS*	S	S	S*	NS*	S	S*	NS*	S	S*	NS*	NS*	NS	-	NS*
(210)(011)4	S*	NS*	NS	NS	S	S	S*	NS	S	S*	S*	S	S*	NS*	NS	S	NS	NS*
(022)(011)4	S*	NS*	NS*	NS	NS	S*	S*	NS*	S	S	S*	S	S*	NS*	NS	S	NS	NS*
(212)(011)4	S*	NS*	NS*	NS*	S	S	S*	NS	S	S	NS*	S	S*	NS*	NS	NS	NS	NS*
(010)(111)4	S	NS*	NS*	NS*	S*	S*	S*	NS*	S	S*	NS	S	S	NS*	NS	NS	NS	NS
(110)(111)4	S	NS	NS	NS*	S	S*	S*	NS*	S	S	NS*	S	S	NS	NS	S	NS	NS
(012)(011)4	S*	NS*	NS	NS*	-	S	S*	NS*	S	S*	NS*	S	S*	NS*	NS	NS	NS	NS*

Légende :
*) - modèles qui passent les tests
-) - pour ce modèle, on n'a pas de convergence

Annexe 2 - X12-ARIMA

1. Installation de X12-Arima

Conseil:
Un programme utile (et gratuit) pour exécuter des commandes DOS avec Windows est pfe (programmer's file editor). Comme X12-Arima est un programme DOS, il est agréable de disposer de pfe.
Si vous ne l'avez pas, vous pouvez faire une recherche sur "pfe", ou le télécharger depuis:
http://www.winsite.com/info/pc/win95/misc/pfe101i.zip/

Ce programme permet d'introduire des commandes DOS, et ouvre une fenêtre de messages.
C'est aussi un traitement de texte pratique pour les programmes.
Notons cependant que pfe pourrait disparaître à l'avenir, car il ne sera plus actualisé pour les versions Windows ultérieures à 2000.

Programmes X12-Arima

---

1. Créer un répertoire C:\X12a. (Il doit impérativement se trouver sur le disque dur du PC).
2. Créer un répertoire C:\X12graph. (Il doit impérativement se trouver sur le disque dur du PC).
3. Télécharger dans C:\X12a les fichiers de "X-12-ARIMA Program Archives" et "X-12-ARIMA Documentation Files" de l'adresse suivante :
   http://www.census.gov/srd/www/x12a/x12down_pc.html

X-12-ARIMA Program Archives

File Name	Description
omega.exe	Contains x12a.exe, the X-12-ARIMA executable, along with x12a.mdl, the file needed to supply models for X-12-ARIMA's automatic model selection routine, f77l3.eer, a file that provides text for system error messages and test.spc, a sample input specification file. *(about 644K)*
itools.exe	Contains two Icon programs to assist users of X-12-ARIMA: cnvfinal.exe (which converts input files used for the Beta version of X-12-ARIMA into input files suitable for Final X-12-ARIMA) and x12diag.exe (which produces a summary of the seasonal adjustment diagnostics produced by X-12-ARIMA). Documentation for these programs (in cnvold.txt and x12diag.txt, respectively) is provided. *(about 177K)*
finexam.exe	Contains sample X-12-ARIMA input specification files and data sets, stored in a subdirectory named examples. *(about 158K)*

X-12-ARIMA Documentation Files

File Name	Description
omegapdf.exe	Contains three PDF documents, stored in a subdirectory named doc: finalpt1.pdf and finalpt2.pdf, the complete manual for X-12-ARIMA broken into two parts; and qrefdos.pdf, a brief summary of the X-12-ARIMA input specifications. *(about 1.48 Meg)*

4. Télécharger dans C:\X12graph.

X-12-Graph Distribution Files

File Name	Description
x12gintr.exe	A compressed self-extracting file containing nine files needed to install and run the SAS program X-12-Graph Interactive: initx12g.sas, graphs.sc2, main.sc2, help.sc2, templt.sc2, namelist.sd2, linelist.sd2, indx.sd2, and x12gpc.pdf. *(about 1.275 Meg)*
x12gbat.exe	A compressed self-extracting file containing five files needed to install and run the SAS program X-12-Graph Batch: x12gmac.sas, namelist.sd2, templt.sc2, x12gbat.ps and x12gbat.pdf. *(about 273K)*

5. Télécharger les instructions d'installation de :
   http://www.census.gov/srd/www/x12a/x12install_pc.html

6. Suivre ces instructions :

   - Pour exécuter avec pfe, par exemple le programme DOS omega.exe, situé dans le dossier C:\X12a, avec les menus déroulants, effectuer:

Execute
DOS command to window… (ou F11)
1ère ligne: presser sur ... (browse applications)
sélectionner c:\x12a\omega.exe
2ème ligne: c:\x12a

   - Puis (à propos de "important information : X12-ARIMA icon tools") :

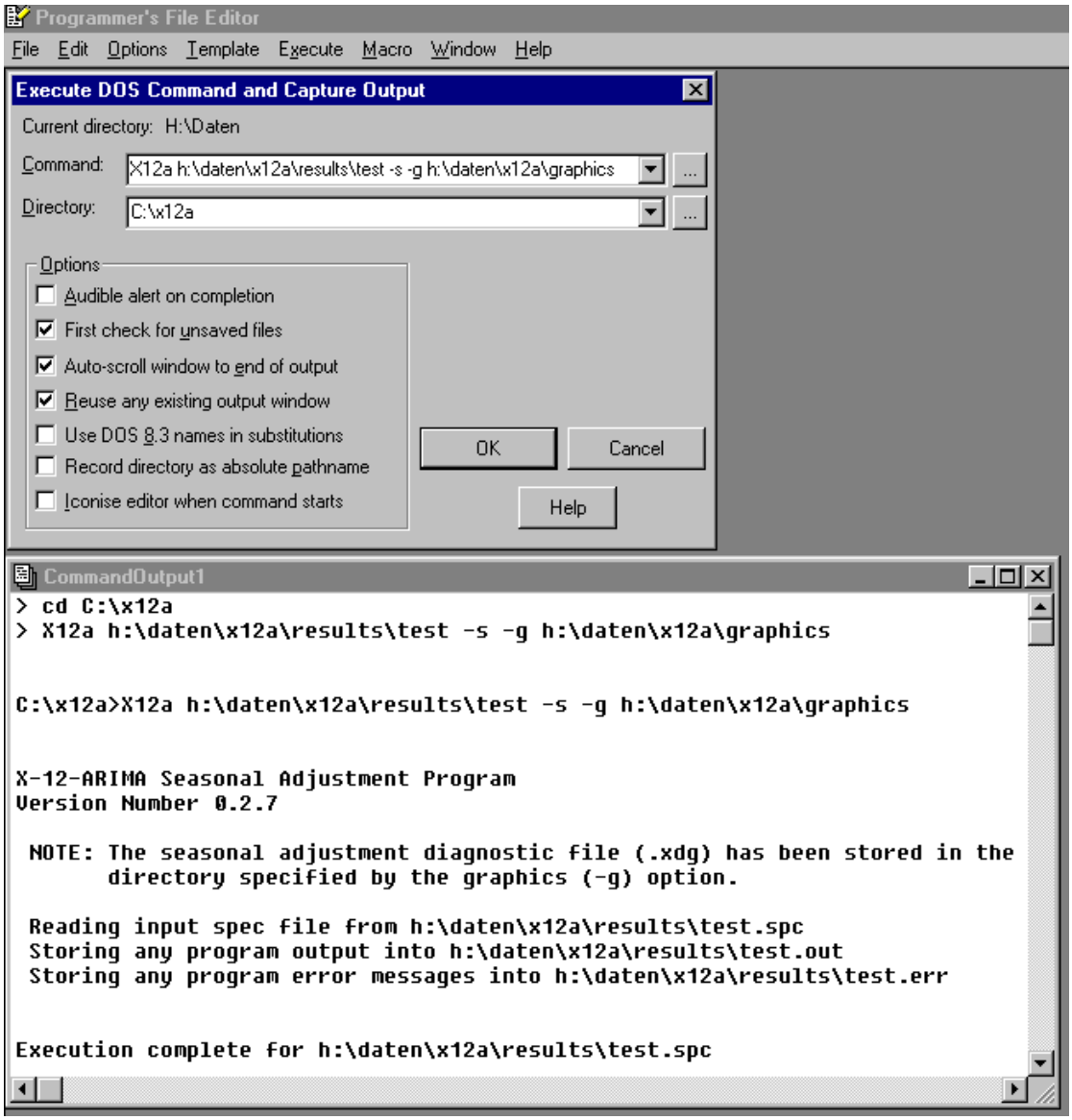
Ouvrir le fichier C:\autoexec.bat avec un traitement de texte
rajouter la ligne:
PATH C:\X12A

Fin de l'installation.

Remarque:
Les fichiers de commande X12-ARIMA ont l'extension .spc.
Cette extension existe déjà dans le système Windows, sous le nom "certificat PKCS #7".
Il n'est pas nécessaire d'y toucher. Ouvrir, créer et modifier les fichiers .spc avec un traitement de texte (par exemple pfe).

Première utilisation

1. Créer dans votre espace de travail habituel un répertoire qui contiendra les résultats. Dans l'exemple ci-dessous, ce répertoire est H:\Daten\X12a\results.
2. Copier le fichier C:\X12a\test.spc dans ce répertoire.
3. Créer un répertoire différent qui contiendra les graphiques. Dans l'exemple ci-dessous, ce répertoire est H:\Daten\X12a\graphics.
4. Ouvrir pfe et utiliser le menu « Execute ».

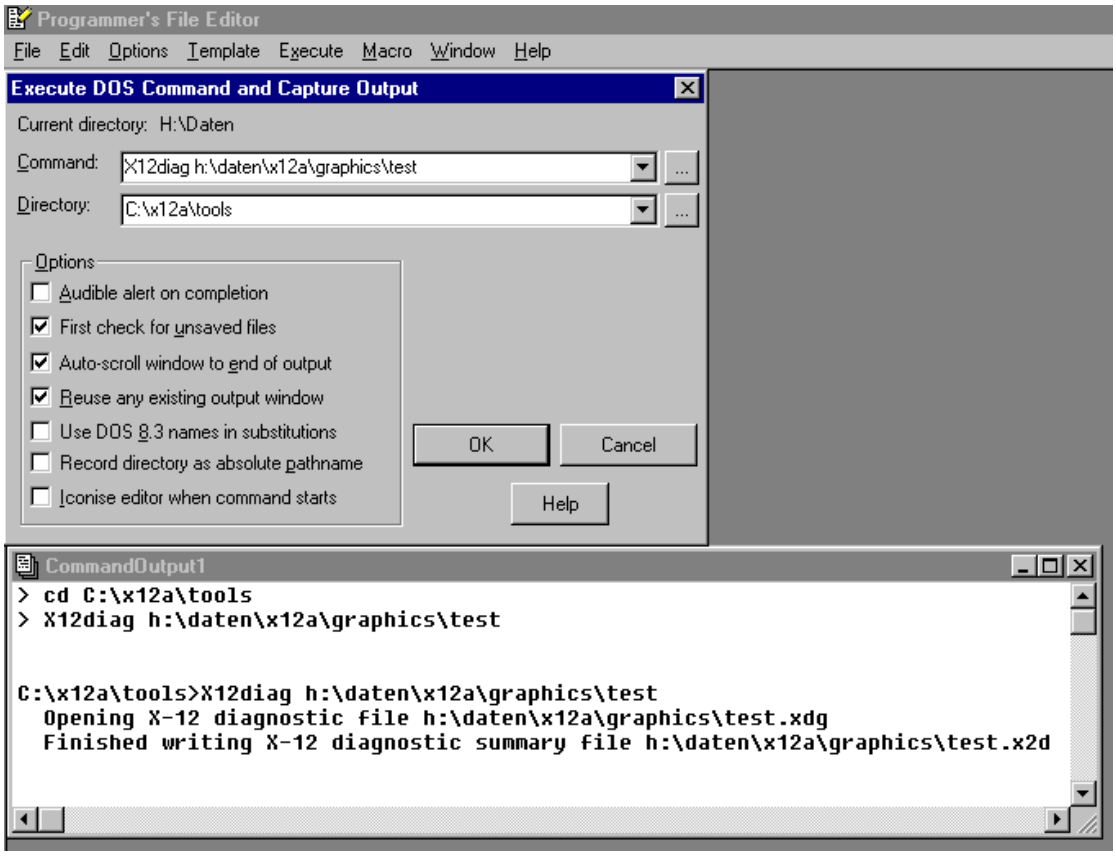


5. La figure ci-dessus montre les deux lignes de commandes à entrer dans « Execute - DOS command to window…» (ou F11) pour exécuter, à l'aide de pfe, le programme test livré avec le logiciel. Presser OK. La fenêtre « CommandOutput1 » est une log-file de ces commandes DOS.
6. Suivre les instructions données dans C:\X12graph\X12gpc.pdf pour le choix des sorties graphiques.

Remarque : par défaut, le répertoire contenant les graphiques est C:\X12a\graphics.
On peut le changer interactivement dans une fenêtre de X12-Graph (voir le mode d'emploi), ou éditer la procédure C:\x12graph\initx12g.sas et changer la valeur de la variable globale 'dsknm'. (Pour l'exemple, "c:\x12a\graphics\" devient "h:\daten\x12a\graphics\").

Procédure initx12g.sas

```
Libname x12gappl "c:\x12graph\appl" ;
data _null_ ;
  call symput ('dsknm', "c:\x12a\graphics\") ;
  call symput ('x12gdsk', "c:\x12graph") ;
  call symput ('appldsk', "c:\x12graph\appl") ;
  call symput ('Lwide', '2') ;
  call symput ('xtrn', '0') ;
  call symput ('footnote', 'b') ;
run;
dm 'af c=x12gappl.main.initial.frame' ;
dm 'pgm; icon' ;
```



7. La figure ci-dessus montre les commandes à entrer pour la création du résumé des diagnostics (diagnostic summary file).
   Voir les instructions dans C:\X12a\Tools\X12diag.txt.

Remarque :
Le fichier test ci-dessus n'est pas test.spc, mais test.xdg. Il est créé si le flag –s est spécifié dans l'appel à X12a. Voir C:\X12a\Doc\Qref.pdf pour plus de détails.

---

2. Mode d'emploi pour la désaisonnalisation des branches BESTA

Pour utiliser ce mode d'emploi, il faut avoir réalisé toutes les étapes du mode d'emploi d'installation de X12-ARIMA.

A partir du fichier des données Excel on a créé les fichiers text *.dat, un fichier pour chaque branche, à l'aide du programme SAS *inbesta.sas* (le fichier inbesta.sas et le fichier input total.xls utilisé par inbesta.sas se trouvent à partir de la page 48).
Exemple :
- pour la branche 10-45, le fichier est file1045.dat
- pour la branche 15, le fichier est file15.dat

Remarques :
1. Parce que le programme X12-ARIMA est développé sous DOS, les noms des fichiers et des répertoires doivent avoir maximum 8 caractères et commencer avec une lettre (pas utiliser de _).
2. Pour exécuter les commandes DOS, on utilise le programme Pfe.
3. Les fichiers de commande X12-ARIMA ont l'extension .spc.
4. Les plus importants fichiers des résultats ont l'extension .out et .log et le fichier contenant une série désaisonnalisée est .d11 (pour la branche X les fichiers sont fileX.out, fileX.log et fileX.d11). Pour réunir tous les fichiers .dat dans un seul fichier Excel, on utilise le programme SAS *outbesta.sas* (voir page 50).
5. Le fichier final qui contiendra seulement les informations utiles pour interpréter les résultats (qui sont extraites des fichiers .out et .log) est fileX.txt (ou X est le nom d'une branche, selon la même syntaxe que pour les fichiers .dat) et il est obtenu avec le programme makeout.exe, qui doit être copié dans le répertoire C:\X12a.

I. Etapes

1. Créer dans votre espace de travail habituel un répertoire qui contiendra le fichier .spc, le fichier .dat et les résultats (par exemple h:\arima) et un autre qui contiendra les graphiques (par exemple h:\arima\graph).
2. Créer le fichier de commande X12-ARIMA qui est un fichier .spc.

Par exemple, le contenu du fichier file20.spc pour la branche 20 est :

```
#fichier file20.spc

series{title = "BESTA 20 "
           file = "h:\arima\file20.dat"
           decimals = 5
           start=1991.3
           name = "B20"
           period=4
           savelog=peaks}
transform{function=log}
outlier{}
arima{model=(0 1 1)(0 1 1)}
x11{
mode=mult
savelog= (m1 m2 m3 m4 m5 m6 m7 m8 m9 m10 m11 q q2 msr icr fb1 fd8 msf ids)
save=(seasadj)}
check{print=(all)
           savelog= (nrm lbq)}
history{estimates=(sadj sadjchng trend trendchng aic FCST seasonal)
           save=(FCSThistory SFrevisions)
           savelog=(asa ach atr atc asf asp)
           start=1997.1}
```

Remarque :
Le signe # au début d'une ligne signifie que cette ligne est un commentaire.

- Pour obtenir les résultats, on ouvre le menu Execute du programme Pfe et on met la commande (dans la ligne Command):

x12a h:\arima\file20 h:\arima\file20
Dans la ligne Directory, on met :

C:\x12a

(voir aussi le mode d'emploi de X12-ARIMA, Première utilisation).

- On obtient les fichiers file20.out et file20.log. Pour réaliser le fichier file20.txt, on ouvre le menu Execute et on met la commande :

makeout h:\arima\file20.out h:\arima\file20.log

Dans la ligne Directory, on met :

C:\x12a

On imprime directement le fichier file20.txt, en utilisant le menu File du Pfe.

Observation :

- Pour chaque branche, on peut avoir un fichier .spc séparé, de type fileX.spc, ou X est le nom de la branche.

- Pour réaliser des graphiques, on utilise le programme SAS. Avant l'exécution de SAS, la commande à donner dans le menu Execute du programme Pfe est :

x12a h:\arima\file20 -g h:\arima\graph

Dans la ligne Directory, on met :

C:\x12a

Après ça, on ouvre SAS et on lance la procédure C:\x12graph\initx12g.sas. Par défaut, le répertoire contenant les graphiques est C:\x12a\graphics. On le change, en mettant le chemin h:\arima\graph, on sélectionne le fichier file20.gmt et on choisi le type de graphique désiré.

Contenu du fichier file20.spc :

- la spécification series est utilisée pour définir le fichier des données (file = "h:\arima\file20.dat")

Parce qu'on utilise des séries trimestrielles, la période est fixe à 4 (period=4) et le moment du début de la série est 1991.3.

- la spécification transform est utilisée pour indiquer la transformation faite sur les données (transform{function=log})
- la spécification outlier sert à détecter les valeurs aberrantes (nous avons choisi l'option par défaut pour outlier{} : on peut mettre en évidence les valeurs aberrantes de type ao – additive outlier et ls – level shift)
- la spécification arima indique le modèle ARIMA utilisé (arima{model=(0 1 1)(0 1 1)} – on a choisi le modèle (0 1 1)(0 1 1)4 pour la branche 20)
- la spécification x11 indique le type de décomposition (dans notre cas, multiplicatif) et les informations qui vont être sauvées dans le fichier file20.log
- la spécification check est utilisée pour sauver les informations concernant les autocorrélations et les autocorrélations partielles des résidus
- la spécification history est utilisée pour sauver les informations concernant les révisions.

Remarques :

1. Pour chaque branche, on modifie dans le fichier .spc le modèle ARIMA, en conformité avec le modèle choisi pour chaque série.
2. Pour quelques branches, on doit modifier la spécification x11, en mettant les transformations sigmalim=(,1.5) et seasonalma=s3x9 :

```
x11
{mode=mult
 sigmalim=(,1.5)
 seasonalma=s3x9
 savelog= (m1 m2 m3 m4 m5 m6 m7 m8 m9 m10 m11 q q2 msr icr fb1 fd8 msf ids)
}
```

qui signifie qu'on utilise une limite constante de 1.5 pour la composante irrégulière pendant les itérations et un filtre 3x9.

II . La qualité du modèle ARIMA

Concernant la qualité du modèle ARIMA, on utilise les critères d'ajustement présentés dans la section 2.5.

Les informations concernant ces critères se trouvent dans le fichier fileX.txt (ou X est le nom de la branche).

Exemple de fichier file20.txt, le correspondant au fichier file20.spc :

```
OUTPUT FILE h:\arima\file20.txt
page 1
     Series Title- BESTA 20
     Series Name- B20
        -Period covered-  3rd quarter,1991 to  1st quarter,2002
 Transformation
  Log(y)
 Regression Model
 ---------------------------------------------------------------------
                              Parameter        Standard
 Variable                      Estimate          Error      t-value
 ---------------------------------------------------------------------
 Automatically Identified Outliers
   LS1992.3                    -0.0592         0.00990        -5.98
   AO1998.4                     0.0310         0.00539         5.76
 ---------------------------------------------------------------------
 ARIMA Model:  (0 1 1)(0 1 1)4
   Seasonal differences:    1
                                          Standard
 Parameter                    Estimate       Errors
 ---------------------------------------------------
 Nonseasonal MA
   Lag  1                     -0.3192         0.15103

 Seasonal MA
   Lag  4                      0.5343         0.13574

 Variance                    0.10917E-03
 ---------------------------------------------------

 Likelihood Statistics
 ---------------------------------------------------------------------
 Effective number of observations (nefobs)                        38
 Number of parameters estimated (np)                               5
 Log likelihood                                            118.6785
 Transformation Adjustment                                -402.6799
 Adjusted Log likelihood (L)                              -284.0015
 AIC                                                       578.0030
 AICC (F-corrected-AIC)                                    579.8780
 Hannan Quinn                                              580.9162
 BIC                                                       586.1909
 ---------------------------------------------------------------------

 DIAGNOSTIC CHECKING
  Sample Autocorrelations of the Residuals

  Lag      1     2     3     4
  ACF   0.01 -0.07 -0.19 -0.03
  SE    0.16  0.16  0.16  0.17
  Q     0.01  0.19  1.71  1.74
  DF       0     0     1     2
  P    0.000 0.000 0.191 0.418

  Lag      5     6     7     8
  ACF   0.13 -0.18 -0.26  0.02
  SE    0.17  0.17  0.18  0.19
  Q     2.49  3.97  7.24  7.26
  DF       3     4     5     6
  P    0.478 0.409 0.204 0.298

  Lag      9    10    11    12
  ACF   0.05  0.29 -0.23 -0.14
  SE    0.19  0.19  0.20  0.20
  Q     7.38 11.95 14.81 15.97
  DF       7     8     9    10
  P    0.391 0.154 0.096 0.100

  Sample Partial Autocorrelations of the Residuals
  Lag      1     2     3     4
  PACF  0.01 -0.07 -0.19 -0.03
  SE    0.16  0.16  0.16  0.16

  Lag      5     6     7     8
  PACF  0.11 -0.23 -0.28  0.05
  SE    0.16  0.16  0.16  0.16

  Lag      9    10    11    12
  PACF -0.05  0.18 -0.24 -0.14
  SE    0.16  0.16  0.16  0.16
Total (average absolute percent revisions of the seasonal):      0.15
```

La période couverte

Transformation Log pour les données

Valeurs aberrantes

Le modèle ARIMA

$\Theta 1$

$\Theta 4$

$Var(\varepsilon_t)$

Critères d'ajustement globaux basés sur la vraisemblance

Nombre de paramètres estimés

P-valeurs pour la statistique Ljung-Box

P-valeurs pour la statistique Ljung-Box

P-valeurs pour la statistique Ljung-Box

La p-valeur de la statistique Ljung-Box pour un décalage de 12 mois

Le pourcentage de révisions absolues moyennes de la saisonnalité

```
Type of  Series      Additional                  Series title
Adjust.  Ident.      Identifiers

 Q-MLT    B20    -------- -------- BESTA 20
    No significant Ljung-Box Qs

   Geary's a statistic:    0.7479
 Moving seasonality ratio     :       1.605
 I/C Ratio                    :       0.107
 Stable Seasonal F, B1 table  :      32.253
 Stable Seasonal F, D8 table  :      50.152
 Moving Seasonal F, D8 table  :       4.250
 Identifiable seasonality     : yes
   M01 :      0.033
   M02 :      0.010
   M03 :      0.000
   M04 :      0.048
   M05 :      0.200
   M06 :      0.958
   M07 :      0.444
   M08 :      0.813
   M09 :      0.737
   M10 :      0.766
   M11 :      0.709
   Q   :      0.308
   Q2  :      0.350
 Seasonal Spectral Peaks : none
       TD Spectral Peaks : none
AveAbsRev of Seasonal Adj. :              0.148
AveAbsRev of Changes in Adj. :            0.181
AveAbsRev of Trend :                      0.209
AveAbsRev of Changes in Trend :           0.216
AveAbsRev of Seasonal :                   0.148
AveAbsRev of Projected Seasonal :         0.153
```

Le type du modèle

La significativité ou non de la statistique Ljung-Box

Diagnostic de saisonnalité ou non saisonnalité

Les valeurs des statistiques M1-M11 et Q2

Le résultat concernant l'absence ou la présence des pics saisonniers

Les totaux des révisions

Contenu du fichier file20.txt:
Sur la page 1
- le nom de la branche (Besta 20)
- la période (1991.3 – 2002.1)
- la transformation log pour les données
- la détection des valeurs aberrantes (ici, on a deux valeurs aberrantes) ; s'il n'y a pas de valeurs aberrantes, on a le message « No AO or LS outliers identified »
- le modèle ARIMA (ici (0 1 1)(0 1 1)4)
- les paramètres du modèle et la variance de la résiduelle du modèle RegARIMA εt (ici, Θ1=-0.3192, Θ4=0.5343, var(εt)=0.10917E-03)
- les valeurs des critères d'ajustement globaux basés sur la vraisemblance pour des modèles emboîtés (AIC, AICC, BIC etc)
- les autocorrélations et les autocorrélations partielles des résidus (sous la rubrique P)
- le plus important total de révision (ici, 0.15 ; il existe aussi dans la page 2)

Sur la page 2
- le type du modèle (Q-MLT = modèle multiplicatif)
- le résultat du test de Ljung-Box au décalage 12 (ici, « non significant Ljung Box »)
- la valeur de la statistique Geary, mais elle n'est pas utilisée ici, parce que les séries sont trop courtes
- les tests de saisonnalité avec le diagnostic de saisonnalité ou non (ici, oui – « Identifiable seasonality : yes »)
- les statistiques M1-M11, Q et Q2
- la présence ou non des pics saisonniers dans les résidus (ici, non)
- les totaux des révisions.

III . Problèmes liés aux modèles dans le cas de changement des données pour les branches

Si les modèles indiqués pour chaque branche ne restent pas bons quand on ajoute des données (en ce qui concerne la qualité du modèle ARIMA), on peut utiliser la spécification automdl dans le fichier .spc pour trouver un autre modèle. Pour cette spécification on a besoin d'une liste de modèles qui soient plausibles. Le programme lit cette liste de modèles et il choisit le meilleur modèle pour la série indiquée. Mais, la façon de choisir est discutable (voir l'observation plus bas).

Exemple de fichier .spc qui utilise une liste des modèles:

```
#fichier file20.spc avec automdl

series{title = "BESTA 20 "
           file = "h:\arima\file20.dat"
           decimals = 5
           start=1991.3
           name = "B20"
           period=4
           savelog=peaks}
transform{function=log}
outlier{}
automdl {mode=fcst
               method=best
               file="h:\arima\model.mdl"
               identify=all
               savelog=amd}
x11{
 mode=mult
  savelog= (m1 m2 m3 m4 m5 m6 m7 m8 m9 m10 m11 q q2 msr icr fb1 fd8 msf ids)
     }
check { print=(all)
           savelog= (nrm lbq)
           }
history{estimates=(sadj sadjchng trend trendchng aic FCST seasonal)
           save=(FCSThistory SFrevisions)
           savelog=(asa ach atr atc asf asp)
           start=1997.1
           }
```

Le fichier model.mdl est un fichier texte qui contient la liste prédéfinie des modèles à tester. Les modèles doivent être dans l'ordre croissant.

Dans notre cas, le contenu du fichier model.mdl est (après chaque modèle il y a un x, sauf pour la dernière ligne):

```
(1 0 1)(0 0 1)4 x
(0 0 1)(0 1 1)4 x
(1 0 1)(0 1 1)4 x
(0 1 1)(0 0 1)4 x
(0 1 0)(0 1 0)4 x
(0 1 1)(0 1 0)4 x
(0 1 0)(0 1 1)4 x
(1 1 0)(0 1 1)4 x
(0 1 1)(0 1 1)4 x
(0 1 2)(0 1 1)4 x
(1 1 1)(0 1 1)4 x
(2 1 0)(0 1 1)4 x
(2 1 2)(0 1 1)4 x
(0 1 0)(1 1 1)4 x
(1 1 0)(1 1 1)4 x
(0 2 2)(0 1 1)4
```

Observation : La spécification automdl ne détermine pas toujours le meilleur modèle. Par exemple, pour la branche 20 et la liste des modèles du fichier model.mdl, le modèle choisi par le programme est (1 0 1)(0 0 1)4, mais qui présente des pics saisonniers. On doit alors chercher plus en détail les résultats des autres modèles qui sont dans la liste, mais qui ne sont pas considérés comme les meilleurs, en utilisant un fichier .spc avec la spécification arima.
Remarques :

1. On utilise les mêmes commandes que dans le cas du fichier .spc avec la spécification arima.
2. L'exécution du programme makeout.exe dans le cas de la spécification automdl donne les résultats pour le meilleur modèle choisi par automdl.

IV. Le même modèle pour plusieurs de branches

Si on veut tester le même modèle pour plusieurs de séries, on utilise un fichier meta avec l'extension .dta. Il contiendra les noms de tous les fichiers des données fileX.dat (un nom de fichier sur une ligne) et il sera localisé dans le répertoire habituel de travail.
Exemple de fichier meta (le nom est meta.dta ; pour économiser l'espace, on a mis ici deux colonnes, mais le fichier a une seule colonne) :

```
h:\arima\file1093.dat                    h:\arima\file5052.dat
h:\arima\file1045.dat                    h:\arima\file50.dat
h:\arima\file1014.dat                    h:\arima\file51.dat
h:\arima\file1537.dat                    h:\arima\file52.dat
h:\arima\file15.dat                      h:\arima\file55.dat
h:\arima\file16.dat                      h:\arima\file6064.dat
h:\arima\file17.dat                      h:\arima\file60.dat
h:\arima\file18.dat                      h:\arima\file61.dat
h:\arima\file19.dat                      h:\arima\file62.dat
h:\arima\file20.dat                      h:\arima\file63.dat
h:\arima\file21.dat                      h:\arima\file64.dat
h:\arima\file22.dat                      h:\arima\file6567.dat
h:\arima\file23.dat                      h:\arima\file65.dat
h:\arima\file24.dat                      h:\arima\file66.dat
h:\arima\file25.dat                      h:\arima\file67.dat
h:\arima\file26.dat                      h:\arima\file7074.dat
h:\arima\file27.dat                      h:\arima\file70.dat
h:\arima\file28.dat                      h:\arima\file71.dat
h:\arima\file29.dat                      h:\arima\file72.dat
h:\arima\file30.dat                      h:\arima\file73.dat
h:\arima\file31.dat                      h:\arima\file74.dat
h:\arima\file32.dat                      h:\arima\file75.dat
h:\arima\file33.dat                      h:\arima\file80.dat
h:\arima\file34.dat                      h:\arima\file85.dat
h:\arima\file35.dat                      h:\arima\file9093.dat
h:\arima\file3637.dat                    h:\arima\file90.dat
h:\arima\file4041.dat                    h:\arima\file91.dat
h:\arima\file45.dat                      h:\arima\file92.dat
h:\arima\file5093.dat                    h:\arima\file93.dat
```

Etapes :

1. Créer le fichier meta dans le répertoire habituel de travail (par exemple h:\arima).
2. Créer le fichier de commandes X12-ARIMA .spc, un seul fichier pour toutes les séries.

Un exemple de fichier .spc dans ce cas est besta.spc
(on veut tester le modèle airline (0 1 1)(0 1 1)4, le modèle par défaut) :

```
#fichier besta.spc

 series {title="Besta Emploi total 3Q91 - 1Q02"
      decimals=5
      start=1991.3
      period=4}
transform{function=log}
arima{model=(0 1 1)(0 1 1)}
outlier{}
x11{}
```

3. Pour obtenir les résultats, on ouvre le menu Execute du programme Pfe et on met la commande (dans la ligne Command, pour les fichiers besta.spc et meta.dta):

x12a h:\arima\besta -w –d h:\arima\meta
Dans la ligne Directory, on met :

C:\x12a

Remarque :
Pour chaque fichier de données existant dans le fichier .dta on obtient un fichier .out avec les résultats (par exemple pour le fichier file1093.dat on obtient le fichier file1093.out).

4. Pour réaliser des graphiques, on utilise le programme SAS. Avant d'utiliser SAS, la commande à donner dans le menu Execute du programme Pfe est :

x12a h:\arima\besta -g h:\arima\graph –d h:\arima\meta
Dans la ligne Directory, on met :

C:\x12a

Ensuite, on ouvre SAS et on lance en exécution la procédure C:\x12graph\initx12g.sas. Par défaut, le répertoire contenant les graphiques est C:\x12a\graphics. On le change, en mettant le chemin h:\arima\graph, on sélectionne le fichier file20.gmt et on choisi le type de graphique désiré.

Observation : Dans le cas du fichier meta, on n'utilise pas le programme makeout.exe.

Le fichier source makeout.cpp écrit en C++ est :

```
//Code source de makeout.exe
#include<stdio.h>
#include<conio.h>
#include<stdlib.h>
#include<string.h>

void main(int argc,char**argv)
{FILE *f,*g,*h;
 char t[256],t1[256];
 char*a,*b,*c,*d;
 a=b=c=d=(char*)malloc(sizeof(13));
if(argc!=3) {fprintf(stderr,"The number of files is incorrect, it must be 2 files - error");exit(1);}
if((f=fopen(argv[1],"r"))==NULL) {fprintf(stderr,"Cannot open file input 1 - error");exit(1);}
if((g=fopen(argv[2],"r"))==NULL) {fprintf(stderr,"Cannot open file input 2 - error");exit(2);}
if(strstr(argv[1],".out")==NULL) {puts("Missing extension .out");exit(1);}
if(strstr(argv[2],".log")==NULL) {puts("Missing extension .log");exit(1);}
b=strstr(argv[1],"file");
if(b!=NULL)
{int l=b-argv[1];
strncpy(a,argv[1],l);
if(b) {b=b+4;d=b;}
else exit(1);
c=strstr(argv[1],".");
l=0;
while(b!=c) {b++;l++;}
strcat(a,"file");
strncat(a,d,l);
strcat(a,".txt");}
else
        {fprintf(stderr,"Your files have not the name fileX.out and fileX.log, so search the result in the
        file result.txt");
        strcpy(a,"result");strcat(a,".txt");}
printf("File %s create\n",a);
```

```
if((h=fopen(a,"w"))==NULL) {fprintf(stderr,"Cannot open file output - error");exit(3);}
fprintf(h,"OUTPUT FILE %s\n\n",a);
fprintf(h,"page 1\n\n");
while(!feof(f))
{
fgets(t,256,f);
if(strstr(t,"Series Title")!=NULL)
        fputs(t,h);
if(strstr(t,"Series Name")!=NULL)
        fputs(t,h);
if(strstr(t,"Period covered")!=NULL)
{       fputs(t,h);
        do
                {
                fgets(t,256,f);
                if(strstr(t,"Spectral plots generated for selected series")==NULL)
                                        fputs(t,h);
                }
        while(strstr(t,"Spectral plots generated for selected series")==NULL);
}
if(strstr(t,"Transformation")!=NULL)
        {fputs(t,h);
         fgets(t,256,f);
         fputs(t,h);}
if(strstr(t,"No AO or LS outliers identified")!=NULL) fputs(t,h);
else
                if(strstr(t,"Regression Model")!=NULL)
                {
                fgets(t1,256,f);
                if(strstr(t1,"------------------------------------------------------------------------")!=NULL)
                        {fputs(t,h);
                fputs(t1,h);
                do
                                {
                                fgets(t,256,f);
                                 fputs(t,h);
                                }
                 while(strstr(t," ------------------------------------------------------------------------")==NULL);
                 do
                                {
                                fgets(t,256,f);
                                 fputs(t,h);
                                }
                 while(strstr(t," ------------------------------------------------------------------------")==NULL);
                        }
                }
if(strstr(t,"ARIMA Model:")!=NULL)
        {fputs(t,h);
         fgets(t,256,f);
         do
                {
                fgets(t,256,f);
                if(strstr(t,"The P-value")==NULL)
                                        fputs(t,h);
                }
         while(strstr(t,"The P-value")==NULL);

}

if(strstr(t,"Sample Partial Autocorrelations of the Residuals")!=NULL)
{fputs(t,h);
 fgets(t,256,f);
 do
                {
                fgets(t,256,f);
                if(strstr(t,"Sample Partial Autocorrelations of the Residuals")==NULL)
                                        fputs(t,h);
                }
 while(strstr(t,"Sample Partial Autocorrelations of the Residuals")==NULL);}
if(strstr(t,"R 1.S")!=NULL)
{
        do
                {

                fgets(t,256,f);
                if((strstr(t,"Total:")!=NULL))
                {fputs("Total (average absolute percent revisions of the seasonal):" ,h);
                 fgets(t1,256,f);fputs(t1,h);break;}
        }while(1);
}}
for(int i=1;i<=25;i++) fprintf(h,"\n");
fprintf(h,"page 2\n");
fgets(t,256,g);
while(!feof(g))
{fgets(t,256,g);
if(!feof(g)) fputs(t,h);}
fcloseall();}
```

```
*************;
* inbesta.sas ;
*************;
/*
          Programme préparant les données BESTA pour la désaisonnalisation

*/
* Initialisations ;
* --------------- ;
%let inpdon = H:\Daten\BESTA\total.xls;       * fichier input;
%let nadr = H:\Daten\BESTA\ecri\;              * dossier des fichiers par branche;
%let exten=.dat;                               * extension choisie pour les fichiers output par branche;
%let prefix=file;                              * préfixe des fichiers output par branche;
* les fichiers par branches sont donc file1093.dat ... file93.dat ;
libname lib "&nadr" ;
options ls=96 ps=64 pageno=1 ;
goptions reset=global gunit=pct ftext=simplex htitle=5 htext=3;
PROC IMPORT OUT= WORK.besta
            DATAFILE= "&inpdon"
            DBMS=EXCEL2000 REPLACE;
            GETNAMES=YES;
RUN;
data besta; set besta;
 br="&prefix"!!branche;
 long=6;                                                * longueur du nom de la branche ;
 if substr(branche  , 3, 1) = "-" then do;
  br1=left(100*substr(branche , 1,2) + substr(branche , 4,2));
  br="&prefix"!!br1;
  long=8;
 end;
 if branche ne " ";
 drop branche br1 ;
run;
proc print data=besta;
run;
proc transpose data= besta(drop=long) out=tbesta(drop=_NAME_ _LABEL_);
id br;
run;
data tbesta; set tbesta;
 quarter1= _N_;
 quarter=intnx('quarter1','1.1960', _N_ + 125);           * calcul du trimestre ;
 format quarter yyQD.;
run;
* stockage des noms de trimestre ;
data lib.quarter; set tbesta(keep=quarter);
run;
* stockage des noms de branche et de leur longueur ;
data branches; set besta(keep=br long);
run;
data lib.brnum; set branches;              * stockage des no de branches ;
 brno= substr(br,5,long-4);
run;
proc print dat=lib.brnum;
run;
* macro comptant le nombre d observations d un fichier dsn ;
* ------------------------------------------------------- ;
%macro numobs(dsn);
  %global num;
  data _null_;
    if 0 then set &dsn nobs=count;
    call symput('num',left(put(count,10.)));
    stop;
  run;
%mend numobs;
%numobs(branches);
%let nbr=&num;                                          * nombre de branches ;
* macro écrivant les données branche par branche dans des fichiers .dat ;
* ----------------------------------------------------------------------;
%macro ecrire(nfich=, nadr=);
 %do i1 = 1 %to &nfich;
  data bi; set branches;
   if _N_ = &i1 ;
  run;
  data _NULL_ ; set bi;
        call symput('nomb', br);
        call symput('nomf', substr(br,1,long));
  run;
  data _NULL_; set tbesta ;
   file " &nadr&nomf&exten ";
   put &nomb;
  run;
 %end;
%mend ecrire;
* Ecriture des fichiers par branche dans le dossier &nadr ;
* -------------------------------------------------------;

%ecrire(nfich= &nbr, nadr= &nadr);

* fin ;
* ----;
```

La structure du fichier total.xls qui est le fichier input pour inbesta.sas:

branche	1991-3	1991-4	1992-1	1992-2	1992-3	1992-4	1993-1	1993-2	1993-3	1993-4	1994-1	1994-2	1994-3	1994-4	.....	.....	2001-4	2002-1	2002-2	2002-3
10-93	3 760.9	3 679.8	3 688.4	3 703.8	3 659.3	3 558.2	3 528.4	3 588.4	3 572.5	3 518.0	3 493.1	3 497.3	3 545.6	3 507.8			3 617.8	3 608.5	3 609.2	3 633.8
10-45	1 285.0	1 208.2	1 220.1	1 232.2	1 215.6	1 149.7	1 139.0	1 161.3	1 157.7	1 115.9	1 101.5	1 113.9	1 130.0	1 101.0			1 015.8	1 005.2	1 011.0	1 013.5
10-14	7.2	6.9	6.9	6.9	6.8	6.5	6.3	6.4	6.3	6.2	6.1	6.1	6.2	6.0			5.1	5.0	5.1	5.2
15-37	868.5	853.2	841.4	834.0	818.3	793.1	786.7	790.0	782.8	765.6	747.3	744.6	751.6	745.8			704.3	693.2	690.7	689.5
15	71.8	70.2	69.2	69.3	68.5	67.2	65.5	66.9	66.3	65.4	63.4	64.1	65.0	63.9			61.3	62.5	62.7	63.6
16	3.6	3.6	3.6	3.5	3.5	3.5	3.4	3.5	3.5	3.3	3.4	3.3	3.4	3.4			2.9	3.0	3.0	3.0
17	28.8	28.4	28.0	27.6	26.5	26.1	25.5	24.6	24.3	23.4	23.1	22.6	22.6	22.0			15.1	14.7	14.3	14.4
18	16.1	15.9	15.6	15.3	14.2	13.7	13.3	13.2	13.1	13.0	12.6	12.5	12.5	12.3			6.9	6.9	6.7	6.4
19	6.5	6.2	6.1	6.0	5.7	5.6	5.5	5.4	5.4	5.5	5.3	5.2	5.0	5.1			3.0	3.0	2.4	2.1
20	52.6	50.5	50.0	50.1	47.6	45.5	44.3	44.6	45.7	44.5	43.4	43.3	44.2	43.8			36.5	36.3	36.3	36.5
21	17.0	16.9	16.8	16.7	16.7	16.7	16.7	16.7	16.4	16.3	16.0	15.5	15.6	15.7			14.9	14.7	14.8	14.6
22	71.3	70.8	69.8	69.1	66.3	64.9	64.9	64.9	64.3	63.7	61.8	62.0	62.5	62.6			55.6	55.7	54.1	53.3
23	0.5	0.5	0.5	0.5	0.6	0.6	0.6	0.7	0.7	0.7	0.8	0.8	0.8	0.9			0.6	0.7	0.6	0.6
24	79.1	77.7	76.8	76.1	75.7	74.0	73.8	74.1	73.1	71.6	70.5	69.7	69.3	67.9			65.9	65.6	66.9	67.9
25	25.8	25.6	25.6	25.7	24.7	23.5	23.3	23.4	22.9	23.0	22.7	22.8	23.0	23.0			24.3	23.9	23.5	23.5
26	26.4	25.1	24.8	24.7	24.6	23.6	22.9	23.1	22.7	22.3	22.0	22.1	22.3	21.5			19.2	18.8	18.4	18.8
27	21.7	21.2	20.8	20.5	20.0	19.4	18.8	18.8	18.6	18.2	17.7	17.3	17.5	17.2			16.0	15.6	15.4	15.4
28	90.4	90.0	89.7	89.8	89.1	87.6	86.3	87.9	88.2	87.5	86.4	85.6	88.0	88.4			86.3	83.5	83.7	83.0
29	145.6	142.8	138.7	135.7	135.7	127.9	128.8	128.1	126.3	119.8	115.7	115.2	115.1	114.5			108.6	106.4	105.5	105.3
30	4.3	4.3	4.1	4.1	4.1	3.9	3.9	3.9	3.9	3.7	3.6	3.6	3.6	3.6			3.0	3.5	3.3	3.1
31	51.6	50.9	50.5	49.9	49.6	48.6	49.3	49.8	48.9	47.9	46.9	47.1	48.0	47.8			39.1	37.3	36.5	36.5
32	26.5	25.7	24.9	24.2	23.5	22.6	22.5	22.3	21.5	20.6	19.8	19.5	19.5	19.1			20.4	19.6	19.8	19.4
33	76.3	75.2	74.4	73.9	72.2	70.4	70.2	70.5	69.3	68.3	66.5	66.3	67.1	66.4			75.3	74.7	75.1	75.0
34	3.8	3.8	3.8	3.8	4.0	3.8	3.9	4.0	4.1	4.0	4.0	4.1	4.2	4.3			5.2	4.6	4.6	4.5
35	6.9	7.0	7.0	7.1	7.3	7.1	7.3	7.5	7.6	7.4	7.4	7.6	7.8	8.0			14.3	12.6	13.8	13.6
36-37	41.8	41.1	40.5	40.2	38.0	37.0	36.0	36.2	36.2	35.5	34.3	34.2	34.7	34.5			29.9	29.6	29.2	29.0
40-41	26.5	26.6	26.6	26.9	26.7	26.2	26.0	26.1	26.0	25.9	25.9	25.9	25.9	26.0			22.1	22.4	21.4	21.6
45	382.7	321.5	345.2	364.5	363.9	323.8	320.0	338.8	342.6	318.2	322.2	337.2	346.2	323.2			284.4	284.6	293.8	297.2
50-93	2 475.9	2 471.6	2 468.3	2 471.7	2 443.7	2 408.5	2 389.4	2 427.0	2 414.7	2 402.1	2 391.6	2 383.4	2 415.6	2 406.8			2 602.0	2 603.3	2 598.1	2 620.3
50-52	670.7	667.6	661.2	660.2	662.6	659.5	641.9	648.1	645.0	629.5	624.7	621.7	631.0	620.1			621.8	623.8	616.4	624.0
50	85.5	85.1	85.1	84.1	84.6	84.0	82.4	83.1	82.9	82.4	81.0	81.5	81.4	81.5			83.1	82.6	82.2	84.8
51	207.0	204.9	202.2	201.2	202.9	202.8	199.4	203.2	201.7	191.5	188.2	193.2	194.6	187.5			204.9	207.9	205.9	209.4
52	378.2	377.7	373.9	374.8	375.1	372.7	360.0	361.8	360.3	355.7	355.6	347.1	355.0	351.0			333.8	333.2	328.3	329.7
55	243.5	235.1	234.6	236.3	238.8	226.0	223.8	229.6	222.9	218.5	221.4	224.1	224.7	221.4			223.6	224.7	224.5	224.0
60-64	244.1	244.6	244.0	244.6	237.9	236.4	241.4	238.6	233.3	235.1	231.8	228.2	231.1	233.0			244.8	236.5	237.7	239.4
60	107.9	106.7	106.5	106.0	105.4	105.8	102.9	100.2	99.8	101.1	98.7	94.5	94.6	95.2			92.2	88.8	88.7	89.9
61	2.8	2.6	2.5	2.7	2.7	2.5	2.5	2.6	2.7	2.4	2.5	2.7	2.7	2.6			2.1	2.3	2.5	2.5
62	23.7	24.7	24.6	24.4	22.4	22.1	19.8	19.4	19.2	19.3	18.6	18.6	18.6	18.4			11.1	8.9	10.8	11.2
63	28.3	29.7	30.1	31.2	31.5	31.8	32.5	33.7	34.8	35.5	36.2	37.2	39.0	40.5			54.0	52.1	51.8	53.2
64	81.4	80.8	80.3	80.3	75.9	74.2	83.6	82.7	77.0	76.8	75.7	75.2	76.3	76.3			85.4	84.3	83.9	82.6
65-67	200.3	198.7	197.3	196.2	194.0	192.5	193.6	195.0	194.0	193.4	192.6	192.1	193.0	192.9			204.2	204.5	204.5	205.2
65	133.5	132.1	130.9	129.7	127.6	126.4	127.2	128.8	129.2	129.2	128.2	127.6	128.0	127.0			126.6	127.7	129.0	130.0
66	60.6	60.2	59.9	59.7	59.4	58.8	58.7	58.1	56.5	55.6	55.5	55.3	55.4	55.8			65.7	64.5	64.0	63.8
67	6.2	6.4	6.6	6.8	7.1	7.3	7.7	8.0	8.3	8.6	8.9	9.3	9.7	10.1			11.8	12.4	11.4	11.4
70-74	319.3	319.3	320.2	318.2	309.8	301.0	297.5	313.7	316.0	314.3	312.0	312.1	315.1	315.8			393.4	395.9	392.9	398.4
70	18.8	18.5	18.2	18.0	17.4	16.4	16.0	17.3	17.6	16.9	17.0	16.4	16.3	16.2			20.4	20.7	20.8	21.0
71	3.1	3.1	3.2	3.3	3.1	3.0	3.1	3.3	3.2	3.3	3.4	3.6	3.5	3.5			3.8	3.9	4.0	4.0
72	28.2	28.3	28.6	28.6	28.3	27.9	27.8	29.3	29.7	30.0	29.9	30.1	30.6	31.0			58.9	58.3	58.2	59.7
73	12.4	12.4	12.4	12.1	11.2	10.8	10.6	10.8	10.6	10.5	10.1	10.3	10.1	9.8			13.7	13.9	14.3	13.9
74	256.9	256.9	257.7	256.3	249.7	243.0	239.9	252.9	254.8	253.6	251.5	251.8	254.5	255.3			296.6	299.1	295.7	299.7
75	141.6	141.9	142.3	142.4	140.4	139.0	138.0	138.0	138.8	138.4	137.6	137.9	138.0	137.9			140.5	142.1	142.1	145.2
80	194.5	200.7	202.8	203.1	198.9	196.1	197.4	200.8	199.8	204.2	205.0	197.8	204.4	205.3			235.2	238.6	238.0	237.0
85	317.9	319.6	321.9	325.7	320.7	321.2	322.6	327.6	329.4	330.8	331.9	333.0	342.2	343.6			387.7	388.1	391.1	396.8
90-93	144.1	144.1	144.0	144.9	140.7	136.7	133.4	135.9	135.5	137.8	134.7	136.3	136.1	137.0			150.9	149.0	150.9	150.4
90	8.6	8.8	9.0	9.4	9.3	9.4	9.4	9.6	10.0	10.0	10.2	10.3	10.7	11.1			12.8	13.0	12.9	13.0
91	46.3	45.7	45.8	46.0	43.2	41.8	39.4	39.5	39.1	39.3	38.0	38.4	38.3	38.7			40.5	40.5	43.2	43.8
92	48.4	48.7	48.5	48.3	46.4	45.0	44.1	45.0	44.7	46.7	45.2	44.8	44.5	44.4			56.1	54.7	54.9	53.0
93	40.8	40.8	40.6	41.1	41.8	40.6	40.4	41.8	41.7	41.9	41.3	42.8	42.6	42.8			41.5	40.7	39.9	40.6

```
***************;
* outbesta.sas ;
***************;
/*
              Stockage des branches désaisonnalisées dans un fichier excel
*/
* Initialisations ;
* --------------- ;
%let nadr = H:\Daten\BESTA\ecri\;               * dossier des fichiers par branche;
/* Ce dossier contient aussi les fichiers SAS
   -  quarter : contenant les trimestres au format SAS
   -  brnum   : contenant les no de branche
   Ces deux fichiers sont créés dans inbesta.sas.*/
%let nadrb = H:\Daten\BESTA\ecrigr\;            * dossier contenant les séries désaisonnalisées ;
%let outsa = H:\Daten\BESTA\ecri\T2SA1.xls;     * fichier output au format excel avec les données
désaisonnalisées ;
* ------------------------------------------------------------------------------------------------------------------- ;
options ls=96 ps=64 pageno=1 ;
goptions reset=global gunit=pct ftext=simplex htitle=5 htext=3;
libname lib "&nadr" ;
* macro comptant le nombre d observations d un fichier dsn ;
* ------------------------------------------------------ ;
%macro numobs(dsn);
  %global num;
  data _null_;
    if 0 then set &dsn nobs=count;
    call symput('num',left(put(count,10.)));
    stop;
  run;
%mend numobs;
data branches; set lib.brnum;
run;
%numobs(branches);
%let nbr=&num;                                          * nombre de branches ;
data SAtot; set lib.quarter;                            * initialisation du fichier des séries SA;
run;
* Macro réunissant les séries désaisonnalisées dans un fichier Excel ;
* ------------------------------------------------------------------- ;
%macro stockage(nbr=, SAtot=);
 %do i1 = 1 %to &nbr;
  data bi; set branches;
   if _N_ = &i1;
  run;
  data _NULL_; set bi;
    if long=6 then do;
       call symput('brno', left(put(brno,2.)));
            call symput('br', left(put(br,6.)));
    end;
    if long=8 then do;
      call symput('brno', left(put(brno,4.)));
           call symput('br', left(put(br,8.)));
    end;
  run;
  PROC IMPORT OUT= SA&brno
            DATAFILE= "&nadrb.&br..d11"
            DBMS=DLM REPLACE;           * un point est mangé;
     DELIMITER=' ' ;
     GETNAMES=NO;
     DATAROW=3;
  RUN;
  data SA&brno; set SA&brno;
    quar = substr(VAR1, 1,6) ;
    quarter1= _N_;
    quarter=intnx('quarter1','1.1960', _N_ + 125);        * calcul du trimestre ;
    format quarter yyQD.;
    SA&brno = substr(VAR1, 8,22) + 0;
    drop VAR1 quarter1;
  run;
  data &SAtot; merge &SAtot SA&brno;
    by quarter;
  run;
 %end;
%mend stockage;
* Réunion des séries dans le fichier SAtot ;
* ---------------------------------------- ;
%stockage(nbr=&nbr, SAtot=SAtot);
proc print data=SAtot;
run;
* Sauvetage des séries désaisonnalisées dans un fichier excel ;
* ---------------------------------------------------------- ;
proc transpose data=SAtot out=SABESTA;
id quarter;
run;
proc print data=SABESTA;
run;
PROC EXPORT DATA= WORK.SABESTA
            OUTFILE= "&outsa"
            DBMS=EXCEL2000 REPLACE;
RUN;
* fin ;
* --- ;
```

Annexe 3 – Série 10-93

Analyse de modèles proposés pour la série 10-93

Nous présentons ci-après les modèles qui passent les tests de routine de X12-ARIMA figurant dans la spécification automdl pour la série 10-93 du 3Q91 au 1Q02. Nous voyons que nos critères plus sévères amènent au choix du modèle (0 1 0)(1 1 1)4. Voici le détail des tests rejetant certains modèles envisageables selon automdl :

- le modèle (0 1 1)(0 1 1)4 a la statistique Ljung-Box significative, avec les p-valeurs pour les décalages 6 et 8 plus petites que 0.05 (qui est la limite de signification imposée par X12-ARIMA) ;
- le modèle (1 1 0)(0 1 1)4 a la statistique Ljung-Box significative, avec des p-valeurs de la statistique Ljung-Box très petites (pour le décalage 5, on 0.042) ;
- le modèle (2 1 0)(0 1 1)4 a la p-valeur pour le décalage 5 à la limite (0.054) ;
- le modèle (1 1 1)(0 1 1)4 a la statistique Ljung-Box significative, avec les p-valeurs pour les décalages 5, 6, 8 plus petites que 0.05 ;
- le modèle (0 1 0)(1 1 1)4 passe tous les tests ;
- le modèle (1 1 0)(1 1 1)4 montre deux valeurs aberrantes et la statistique Ljung-Box significative.

Ensuite, on présente les fichiers output pour chaque modèle et les graphiques réalisés avec le programme X12graph du US Census Bureau, en utilisant SAS (la composante trend, la composante irrégulière, la composante saisonnière et la série ajustée). Pour le modèle choisi (0 1 0)(1 1 1)4, on donne aussi le fichier output et les graphiques pour la période 3Q91- 3Q02.
En examinant les graphiques des séries désaisonnalisées, nous constatons peu de différences visuelles, mais il ne faut pas oublier que l'amplitude des facteurs saisonniers est faible (+/- 6 ‰ en début de période et +/- 3‰ en fin de période entre le troisième et premier trimestre). La comparaison des fig. 6 et 7 montre en revanche que les révisions de la série désaisonnalisée sont bien visibles en fin de série.

```
page 1

     Series Title- BESTA 1093, (0 1 1)(0 1 1)4
     Series Name- B1093
        -Period covered-  3rd quarter,1991 to  1st quarter,2002
 Transformation
  Log(y)
  No AO or LS outliers identified
 ARIMA Model:  (0 1 1)(0 1 1)4
   Seasonal differences:    1
                                          Standard
 Parameter                  Estimate        Errors
 ------------------------------------------------
 Nonseasonal MA
   Lag  1                    -0.1702        0.15762

 Seasonal MA
   Lag  4                     0.5045        0.13044

 Variance                    0.42430E-04
 ------------------------------------------------

 Likelihood Statistics
 ---------------------------------------------------------------------
 Effective number of observations (nefobs)                        38
 Number of parameters estimated (np)                               3
 Log likelihood                                            136.7634
 Transformation Adjustment                                -572.7966
 Adjusted Log likelihood (L)                              -436.0332
 AIC                                                       878.0665
 AICC (F-corrected-AIC)                                    878.7724
 Hannan Quinn                                              879.8144
 BIC                                                       882.9793
 ---------------------------------------------------------------------


 DIAGNOSTIC CHECKING
  Sample Autocorrelations of the Residuals

  Lag      1     2     3     4
  ACF  -0.07 -0.06 -0.07  0.01
  SE    0.16  0.16  0.16  0.16
  Q     0.23  0.37  0.57  0.57
  DF       0     0     1     2
  P    0.000 0.000 0.449 0.750

  Lag      5     6     7     8
  ACF   0.39 -0.24 -0.08 -0.24
  SE    0.16  0.19  0.20  0.20
  Q     7.72 10.48 10.78 13.62
  DF       3     4     5     6
  P    0.052 0.033 0.056 0.034

  Lag      9    10    11    12
  ACF  -0.01 -0.02 -0.18  0.05
  SE    0.20  0.20  0.20  0.21
  Q    13.63 13.65 15.56 15.72
  DF       7     8     9    10
  P    0.058 0.091 0.077 0.108

  Sample Partial Autocorrelations of the Residuals
  Lag      1     2     3     4
  PACF -0.07 -0.06 -0.08 -0.01
  SE    0.16  0.16  0.16  0.16

  Lag      5     6     7     8
  PACF  0.39 -0.22 -0.07 -0.26
  SE    0.16  0.16  0.16  0.16

  Lag      9    10    11    12
  PACF -0.09 -0.26 -0.07  0.03
  SE    0.16  0.16  0.16  0.16
Total (average absolute percent revisions of the seasonal):            0.05
```

les p-valeurs sont plus petites que 0.05 pour les décalages 6 et 8

```
        Log for X-12-ARIMA (version 0.2.10) seasonal adjustment program
        *-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*

 Type of  Series      Additional                  Series title
 Adjust.  Ident.      Identifiers


  Q-MLT    B1093  -------- -------- BESTA 1093, (0 1 1)(0 1 1)4
     Summary of Significant Ljung-Box Q:
     Lag        Q         DF       P
     ---     -------     ---     -----
       6      10.479       4     0.033
       8      13.618       6     0.034          ------------>  Stat. Ljung-Box significative

    Geary's a statistic:    0.7612
  Moving seasonality ratio     :       3.164
  I/C Ratio                    :       0.344
  Stable Seasonal F, B1 table  :      16.655
  Stable Seasonal F, D8 table  :      32.369
  Moving Seasonal F, D8 table  :       5.207
  Identifiable seasonality     : yes
    M01 :      0.487
    M02 :      0.019
    M03 :      0.016
    M04 :      0.669
    M05 :      0.200
    M06 :      0.334
    M07 :      0.591
    M08 :      0.801
    M09 :      0.709
    M10 :      0.922
    M11 :      0.922
    Q   :      0.447
    Q2  :      0.500
  Seasonal Spectral Peaks : none
        TD Spectral Peaks : none
 AveAbsRev of Seasonal Adj. :              0.051
 AveAbsRev of Changes in Adj. :            0.084
 AveAbsRev of Trend :                      0.092
 AveAbsRev of Changes in Trend :           0.108
 AveAbsRev of Seasonal :                   0.051
 AveAbsRev of Projected Seasonal :         0.059
```

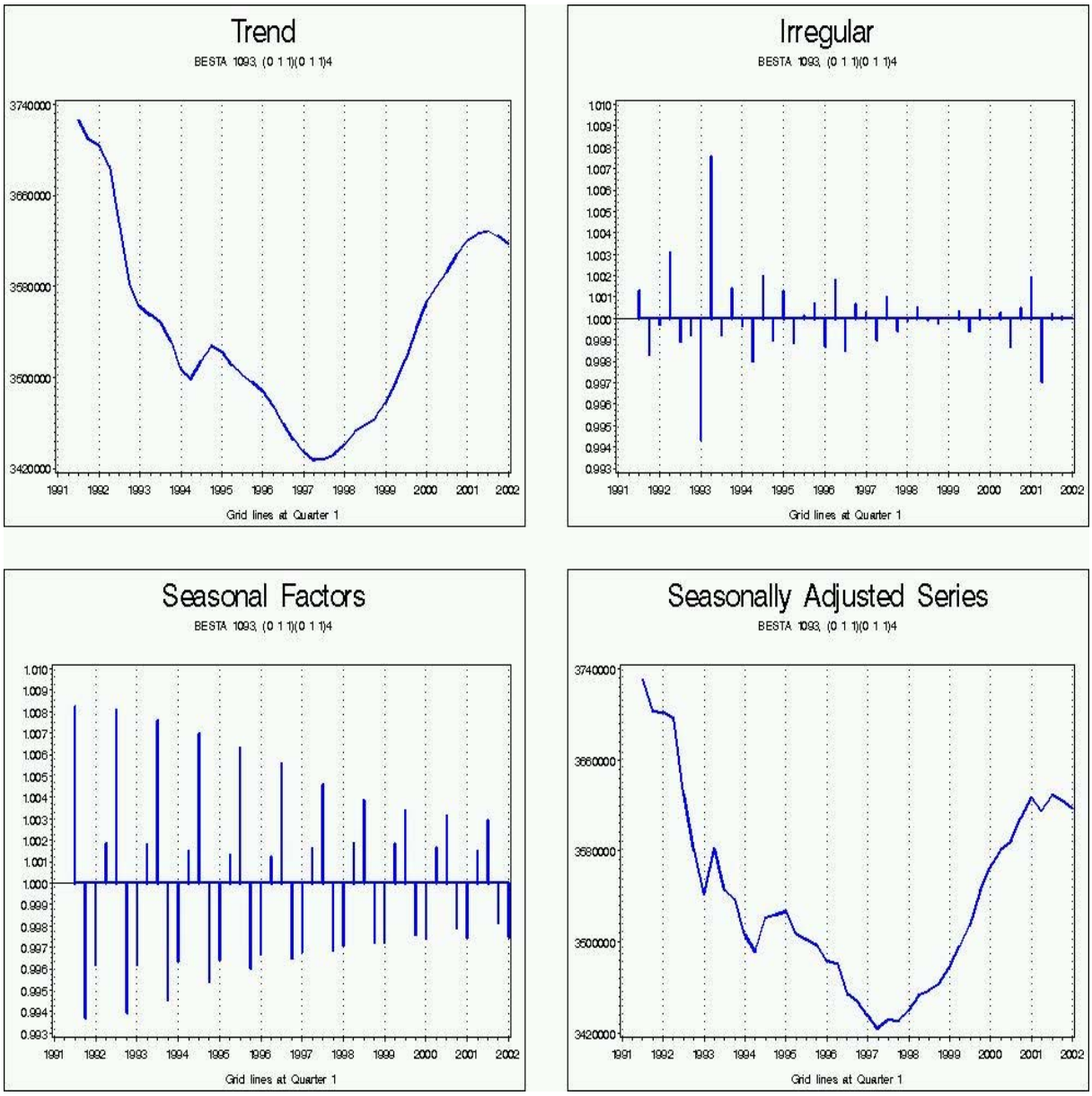


FIG. 1: Modèle (0 1 1)(0 1 1)4 pour la série 10-93

```
OUTPUT FILE h:\arima\file1093.txt

page 1

     Series Title- BESTA 1093, (1 1 0)(0 1 1)4
     Series Name- B1093
        -Period covered-  3rd quarter,1991 to  1st quarter,2002
 Transformation
  Log(y)
  No AO or LS outliers identified
 ARIMA Model:  (1 1 0)(0 1 1)4
   Seasonal differences:    1
                                              Standard
 Parameter                   Estimate          Errors
 ---------------------------------------------------
 Nonseasonal AR
   Lag  1                     0.1812         0.15941

 Seasonal MA
   Lag  4                     0.5058         0.11645

 Variance                    0.42343E-04
 ---------------------------------------------------

 Likelihood Statistics
 ---------------------------------------------------------------------
 Effective number of observations (nefobs)                        38
 Number of parameters estimated (np)                               3
 Log likelihood                                            136.7979
 Transformation Adjustment                                -572.7966
 Adjusted Log likelihood (L)                              -435.9988
 AIC                                                       877.9975
 AICC (F-corrected-AIC)                                    878.7034
 Hannan Quinn                                              879.7454
 BIC                                                       882.9103
 ---------------------------------------------------------------------


 DIAGNOSTIC CHECKING
  Sample Autocorrelations of the Residuals

  Lag      1     2     3     4
  ACF  -0.08 -0.09 -0.08  0.01
  SE    0.16  0.16  0.16  0.17
  Q     0.24  0.54  0.79  0.79
  DF       0     0     1     2
  P    0.000 0.000 0.374 0.673

  Lag      5     6     7     8
  ACF   0.40 -0.22 -0.09 -0.23
  SE    0.17  0.19  0.20  0.20
  Q     8.19 10.57 10.97 13.62
  DF       3     4     5     6
  P    0.042 0.032 0.052 0.034

  Lag      9    10    11    12
  ACF  -0.01 -0.01 -0.18  0.05
  SE    0.20  0.20  0.20  0.21
  Q    13.62 13.62 15.42 15.58
  DF       7     8     9    10
  P    0.058 0.092 0.080 0.112

  Sample Partial Autocorrelations of the Residuals
  Lag      1     2     3     4
  PACF -0.08 -0.09 -0.09 -0.02
  SE    0.16  0.16  0.16  0.16

  Lag      5     6     7     8
  PACF  0.39 -0.20 -0.06 -0.26
  SE    0.16  0.16  0.16  0.16

  Lag      9    10    11    12
  PACF -0.08 -0.27 -0.08  0.03
  SE    0.16  0.16  0.16  0.16
Total (average absolute percent revisions of the seasonal):            0.05
```

la p-valeur est plus petite que 0.05 pour le décalages 5

```
       Log for X-12-ARIMA (version 0.2.10) seasonal adjustment program
       *-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*

 Type of  Series      Additional                   Series title
 Adjust.  Ident.      Identifiers

  Q-MLT    B1093  -------- -------- BESTA 1093, (1 1 0)(0 1 1)4
     Summary of Significant Ljung-Box Q:
     Lag        Q         DF       P
     ---     -------     ---     -----
       5       8.186       3     0.042          ------------>  Stat. Ljung-Box significative
       6      10.574       4     0.032
       8      13.617       6     0.034

    Geary's a statistic:    0.7588
  Moving seasonality ratio     :       3.158
  I/C Ratio                    :       0.343
  Stable Seasonal F, B1 table  :      16.655
  Stable Seasonal F, D8 table  :      32.272
  Moving Seasonal F, D8 table  :       5.211
  Identifiable seasonality     : yes
    M01 :      0.488
    M02 :      0.019
    M03 :      0.015
    M04 :      0.669
    M05 :      0.200
    M06 :      0.337
    M07 :      0.592
    M08 :      0.804
    M09 :      0.711
    M10 :      0.924
    M11 :      0.924
    Q   :      0.448
    Q2  :      0.501
  Seasonal Spectral Peaks : none
        TD Spectral Peaks : none
 AveAbsRev of Seasonal Adj. :              0.051
 AveAbsRev of Changes in Adj. :            0.083
 AveAbsRev of Trend :                      0.092
 AveAbsRev of Changes in Trend :           0.106
 AveAbsRev of Seasonal :                   0.051
 AveAbsRev of Projected Seasonal :         0.059
```

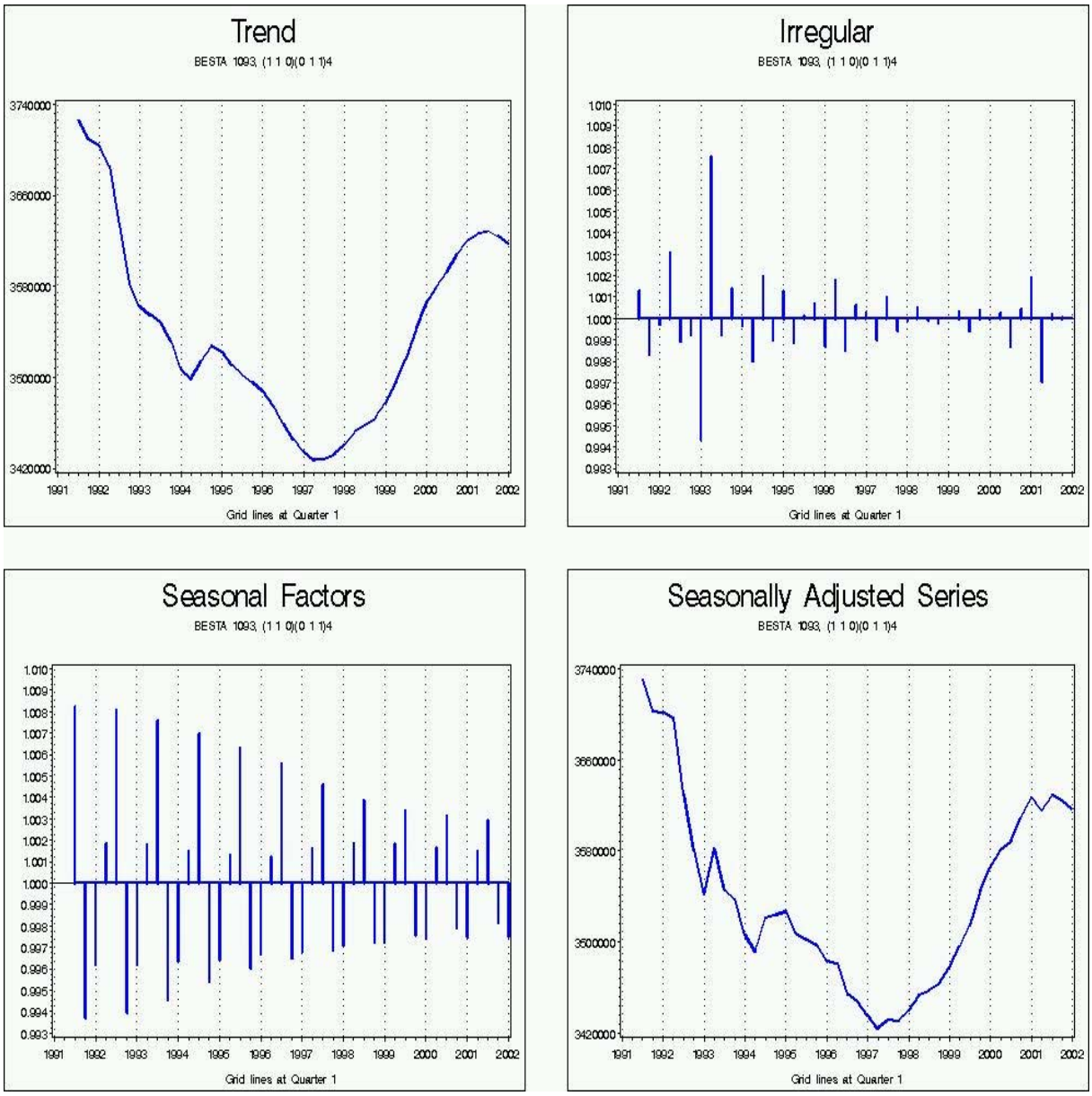


FIG. 2: Modèle (1 1 0)(0 1 1)4 pour la série 10-93

```
OUTPUT FILE h:\arima\file1093.txt

page 1

     Series Title- BESTA 1093, (2 1 0)(0 1 1)4
     Series Name- B1093
        -Period covered-  3rd quarter,1991 to  1st quarter,2002
 Transformation
  Log(y)
  No AO or LS outliers identified
 ARIMA Model:  (2 1 0)(0 1 1)4
   Seasonal differences:    1
                                              Standard
 Parameter                    Estimate          Errors
 ---------------------------------------------------
 Nonseasonal AR
   Lag  1                      0.1801         0.16139
   Lag  2                      0.0066         0.16287

 Seasonal MA
   Lag  4                      0.5053         0.11689

 Variance                    0.42345E-04
 ---------------------------------------------------

 Likelihood Statistics
 ---------------------------------------------------------------------
 Effective number of observations (nefobs)                        38
 Number of parameters estimated (np)                               4
 Log likelihood                                            136.7986
 Transformation Adjustment                                -572.7966
 Adjusted Log likelihood (L)                              -435.9980
 AIC                                                       879.9960
 AICC (F-corrected-AIC)                                    881.2082
 Hannan Quinn                                              882.3266
 BIC                                                       886.5464
 ---------------------------------------------------------------------


 DIAGNOSTIC CHECKING
  Sample Autocorrelations of the Residuals

  Lag      1     2     3     4
  ACF  -0.08 -0.03 -0.03 -0.03
  SE    0.16  0.16  0.16  0.16
  Q     0.26  0.31  0.36  0.39
  DF       0     0     0     1
  P    0.000 0.000 0.000 0.530

  Lag      5     6     7     8
  ACF   0.34 -0.14 -0.07 -0.24
  SE    0.16  0.18  0.18  0.19
  Q     5.83  6.81  7.07  9.97
  DF       2     3     4     5
  P    0.054 0.078 0.132 0.076

  Lag      9    10    11    12
  ACF  -0.06 -0.02 -0.17  0.03
  SE    0.19  0.19  0.19  0.20
  Q    10.16 10.17 11.74 11.81
  DF       6     7     8     9
  P    0.118 0.179 0.163 0.224

  Sample Partial Autocorrelations of the Residuals
  Lag      1     2     3     4
  PACF -0.08 -0.04 -0.04 -0.04
  SE    0.16  0.16  0.16  0.16

  Lag      5     6     7     8
  PACF  0.34 -0.11 -0.08 -0.27
  SE    0.16  0.16  0.16  0.16

  Lag      9    10    11    12
  PACF -0.11 -0.20 -0.15  0.03
  SE    0.16  0.16  0.16  0.16
Total (average absolute percent revisions of the seasonal):            0.05
```

→ la p-valeur pour le décalage 5 est à la limite

Log for X-12-ARIMA (version 0.2.10) seasonal adjustment program
-

Type of Adjust.	Series Ident.	Additional Identifiers	Series title
Q-MLT	B1093	-------- --------	BESTA 1093, (2 1 0)(0 1 1)4

No significant Ljung-Box Qs

Geary's a statistic: 0.7378
Moving seasonality ratio : 3.157
I/C Ratio : 0.343
Stable Seasonal F, B1 table : 16.655
Stable Seasonal F, D8 table : 32.261
Moving Seasonal F, D8 table : 5.211
Identifiable seasonality : yes
M01 : 0.488
M02 : 0.019
M03 : 0.015
M04 : 0.669
M05 : 0.200
M06 : 0.337
M07 : 0.592
M08 : 0.804
M09 : 0.712
M10 : 0.925
M11 : 0.925
Q : 0.448
Q2 : 0.501
Seasonal Spectral Peaks : none
TD Spectral Peaks : none
AveAbsRev of Seasonal Adj. : 0.051
AveAbsRev of Changes in Adj. : 0.082
AveAbsRev of Trend : 0.092
AveAbsRev of Changes in Trend : 0.106
AveAbsRev of Seasonal : 0.051
AveAbsRev of Projected Seasonal : 0.059

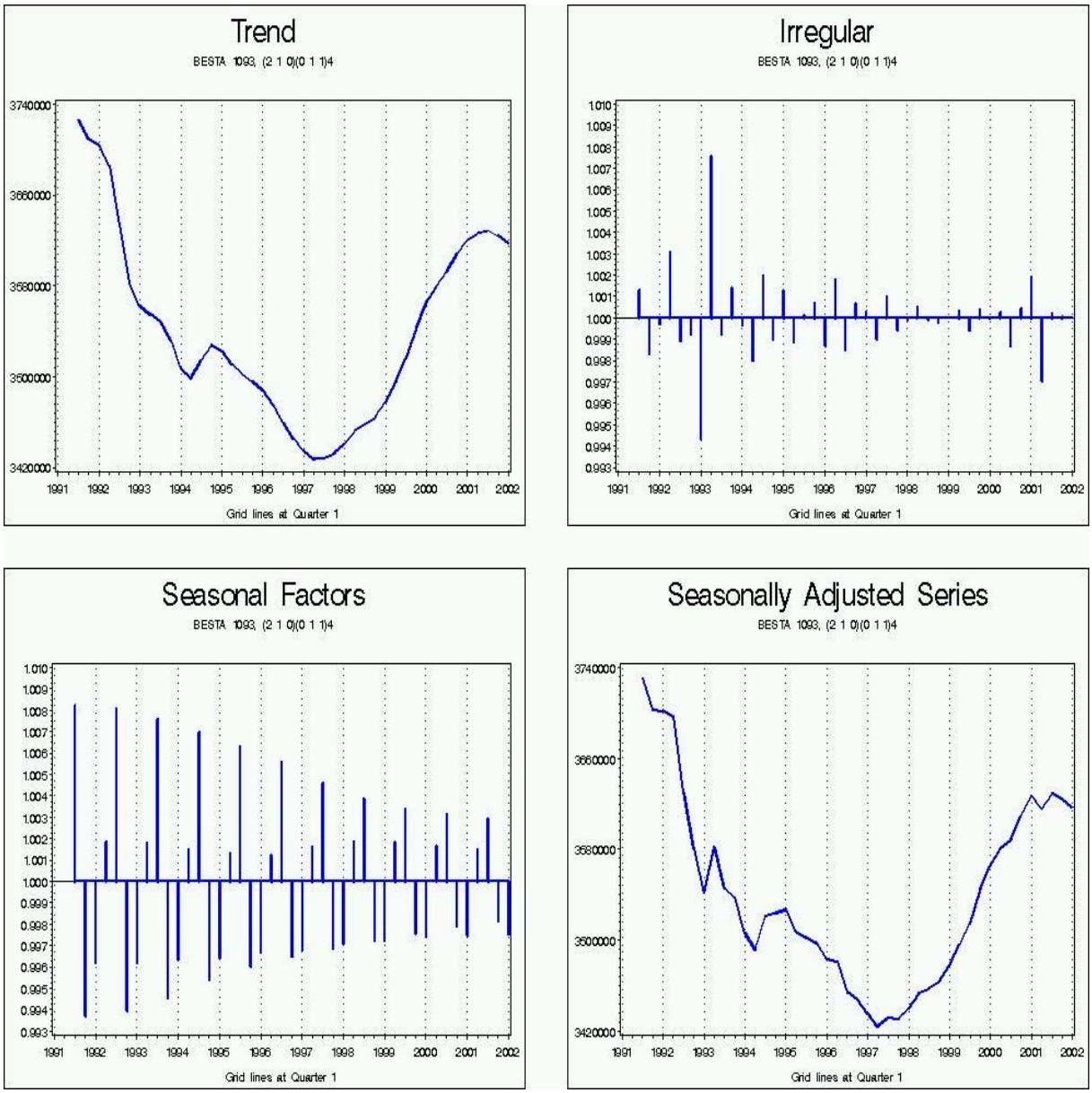


FIG. 3: Modèle (2 1 0)(0 1 1)4 pour la série 10-93

```
OUTPUT FILE h:\arima\file1093.txt

page 1

     Series Title- BESTA 1093, (1 1 1)(0 1 1)4
     Series Name- B1093
        -Period covered-  3rd quarter,1991 to  1st quarter,2002
 Transformation
  Log(y)
  No AO or LS outliers identified
 ARIMA Model:  (1 1 0)(0 1 1)4
   Seasonal differences:    1
                                          Standard
 Parameter                 Estimate          Errors
 ------------------------------------------------
 Nonseasonal AR
   Lag  1                   0.1812         0.15941

 Seasonal MA
   Lag  4                   0.5058         0.11645

 Variance                  0.42343E-04
 ------------------------------------------------

 Likelihood Statistics
 ---------------------------------------------------------------------
 Effective number of observations (nefobs)                        38
 Number of parameters estimated (np)                               3
 Log likelihood                                            136.7979
 Transformation Adjustment                                -572.7966
 Adjusted Log likelihood (L)                              -435.9988
 AIC                                                       877.9975
 AICC (F-corrected-AIC)                                    878.7034
 Hannan Quinn                                              879.7454
 BIC                                                       882.9103
 ---------------------------------------------------------------------


 DIAGNOSTIC CHECKING
  Sample Autocorrelations of the Residuals

  Lag      1     2     3     4
  ACF  -0.08 -0.09 -0.08  0.01
  SE    0.16  0.16  0.16  0.17
  Q     0.24  0.54  0.79  0.79
  DF       0     0     1     2
  P    0.000 0.000 0.374 0.673

  Lag      5     6     7     8
  ACF   0.40 -0.22 -0.09 -0.23
  SE    0.17  0.19  0.20  0.20
  Q     8.19 10.57 10.97 13.62
  DF       3     4     5     6
  P    0.042 0.032 0.052 0.034

  Lag      9    10    11    12
  ACF  -0.01 -0.01 -0.18  0.05
  SE    0.20  0.20  0.20  0.21
  Q    13.62 13.62 15.42 15.58
  DF       7     8     9    10
  P    0.058 0.092 0.080 0.112

  Sample Partial Autocorrelations of the Residuals
  Lag      1     2     3     4
  PACF -0.08 -0.09 -0.09 -0.02
  SE    0.16  0.16  0.16  0.16

  Lag      5     6     7     8
  PACF  0.39 -0.20 -0.06 -0.26
  SE    0.16  0.16  0.16  0.16

  Lag      9    10    11    12
  PACF -0.08 -0.27 -0.08  0.03
  SE    0.16  0.16  0.16  0.16
Total (average absolute percent revisions of the seasonal):            0.05
```

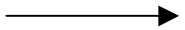
les p-valeurs sont plus petites que 0.05 pour les décalages 5, 6 et 8

```
       Log for X-12-ARIMA (version 0.2.10) seasonal adjustment program
       *-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*-*

 Type of  Series      Additional                   Series title
 Adjust.  Ident.      Identifiers

  Q-MLT    B1093  -------- -------- BESTA 1093, (1 1 1)(0 1 1)4
     Summary of Significant Ljung-Box Q:
     Lag        Q         DF       P
     ---     -------     ---     -----
       5       8.186       3     0.042
       6      10.574       4     0.032
       8      13.617       6     0.034

    Geary's a statistic:    0.7588
  Moving seasonality ratio     :       3.158
  I/C Ratio                    :       0.343
  Stable Seasonal F, B1 table  :      16.655
  Stable Seasonal F, D8 table  :      32.272
  Moving Seasonal F, D8 table  :       5.211
  Identifiable seasonality     : yes
    M01 :      0.488
    M02 :      0.019
    M03 :      0.015
    M04 :      0.669
    M05 :      0.200
    M06 :      0.337
    M07 :      0.592
    M08 :      0.804
    M09 :      0.711
    M10 :      0.924
    M11 :      0.924
    Q   :      0.448
    Q2  :      0.501
  Seasonal Spectral Peaks : none
        TD Spectral Peaks : none
 AveAbsRev of Seasonal Adj. :              0.051
 AveAbsRev of Changes in Adj. :            0.083
 AveAbsRev of Trend :                      0.092
 AveAbsRev of Changes in Trend :           0.106
 AveAbsRev of Seasonal :                   0.051
 AveAbsRev of Projected Seasonal :         0.059
```



Stat. Ljung-Box significative

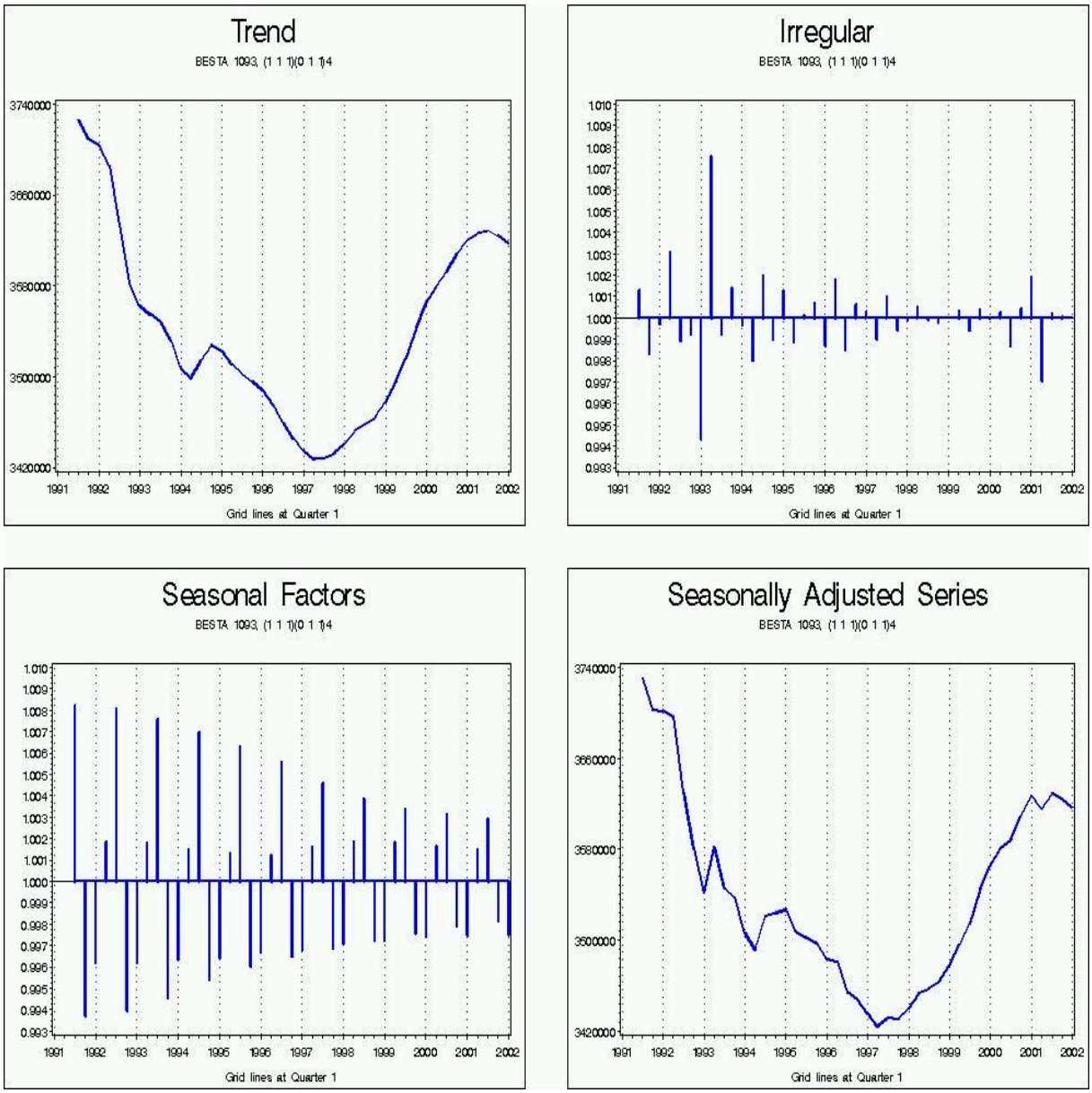


FIG.4: Modèle (1 1 1)(0 1 1)4 pour la série 10-93

```
OUTPUT FILE h:\arima\file1093.txt

page 1

     Series Title- BESTA 1093
     Series Name- B1093
        -Period covered-  3rd quarter,1991 to  1st quarter,2002
 Transformation
  Log(y)
  No AO or LS outliers identified
 ARIMA Model:  (0 1 0)(1 1 1)4
   Seasonal differences:    1
                                              Standard
 Parameter                    Estimate          Errors
 ---------------------------------------------------
 Seasonal AR
   Lag  4                      0.3246         0.19402

 Seasonal MA
   Lag  4                      0.6875         0.12919

 Variance                    0.42737E-04
 ---------------------------------------------------
 Likelihood Statistics
 ---------------------------------------------------------------------
 Effective number of observations (nefobs)                        38
 Number of parameters estimated (np)                               3
 Log likelihood                                            136.7368
 Transformation Adjustment                                -572.7966
 Adjusted Log likelihood (L)                              -436.0599
 AIC                                                       878.1198
 AICC (F-corrected-AIC)                                    878.8256
 Hannan Quinn                                              879.8677
 BIC                                                       883.0325
 ---------------------------------------------------------------------

DIAGNOSTIC CHECKING
  Sample Autocorrelations of the Residuals
  Lag      1     2     3     4
  ACF  -0.02 -0.02  0.07 -0.13
  SE    0.16  0.16  0.16  0.16
  Q     0.02  0.05  0.29  1.04
  DF       0     0     1     2
  P    0.000 0.000 0.592 0.596

  Lag      5     6     7     8
  ACF   0.31 -0.11 -0.06 -0.20
  SE    0.17  0.18  0.18  0.18
  Q     5.50  6.06  6.22  8.32
  DF       3     4     5     6
  P    0.139 0.195 0.286 0.216

  Lag      9    10    11    12
  ACF  -0.17 -0.01 -0.11  0.09
  SE    0.19  0.19  0.19  0.19
  Q     9.77  9.78 10.44 10.92
  DF       7     8     9    10
  P    0.202 0.281 0.316 0.363

  Sample Partial Autocorrelations of the Residuals

  Lag      1     2     3     4
  PACF -0.02 -0.02  0.07 -0.13
  SE    0.16  0.16  0.16  0.16

  Lag      5     6     7     8
  PACF  0.32 -0.14  0.00 -0.32
  SE    0.16  0.16  0.16  0.16

  Lag      9    10    11    12
  PACF -0.05 -0.21  0.03  0.04
  SE    0.16  0.16  0.16  0.16

Total (average absolute percent revisions of the seasonal):           0.06
```

```
 Type of  Series      Additional                  Series title
 Adjust.  Ident.      Identifiers

  Q-MLT    B1093  -------- -------- BESTA 1093
     No significant Ljung-Box Qs

    Geary's a statistic:    0.8055
  Moving seasonality ratio     :       3.170
  I/C Ratio                    :       0.344
  Stable Seasonal F, B1 table  :      16.655
  Stable Seasonal F, D8 table  :      32.575
  Moving Seasonal F, D8 table  :       5.189
  Identifiable seasonality     : yes
    M01 :      0.490
    M02 :      0.019
    M03 :      0.017
    M04 :      0.669
    M05 :      0.200
    M06 :      0.332
    M07 :      0.589
    M08 :      0.789
    M09 :      0.701
    M10 :      0.899
    M11 :      0.896
    Q   :      0.444
    Q2  :      0.496
  Seasonal Spectral Peaks : none
        TD Spectral Peaks : none
 AveAbsRev of Seasonal Adj. :              0.056
 AveAbsRev of Changes in Adj. :            0.085
 AveAbsRev of Trend :                      0.099
 AveAbsRev of Changes in Trend :           0.108
 AveAbsRev of Seasonal :                   0.056
 AveAbsRev of Projected Seasonal :         0.065
```

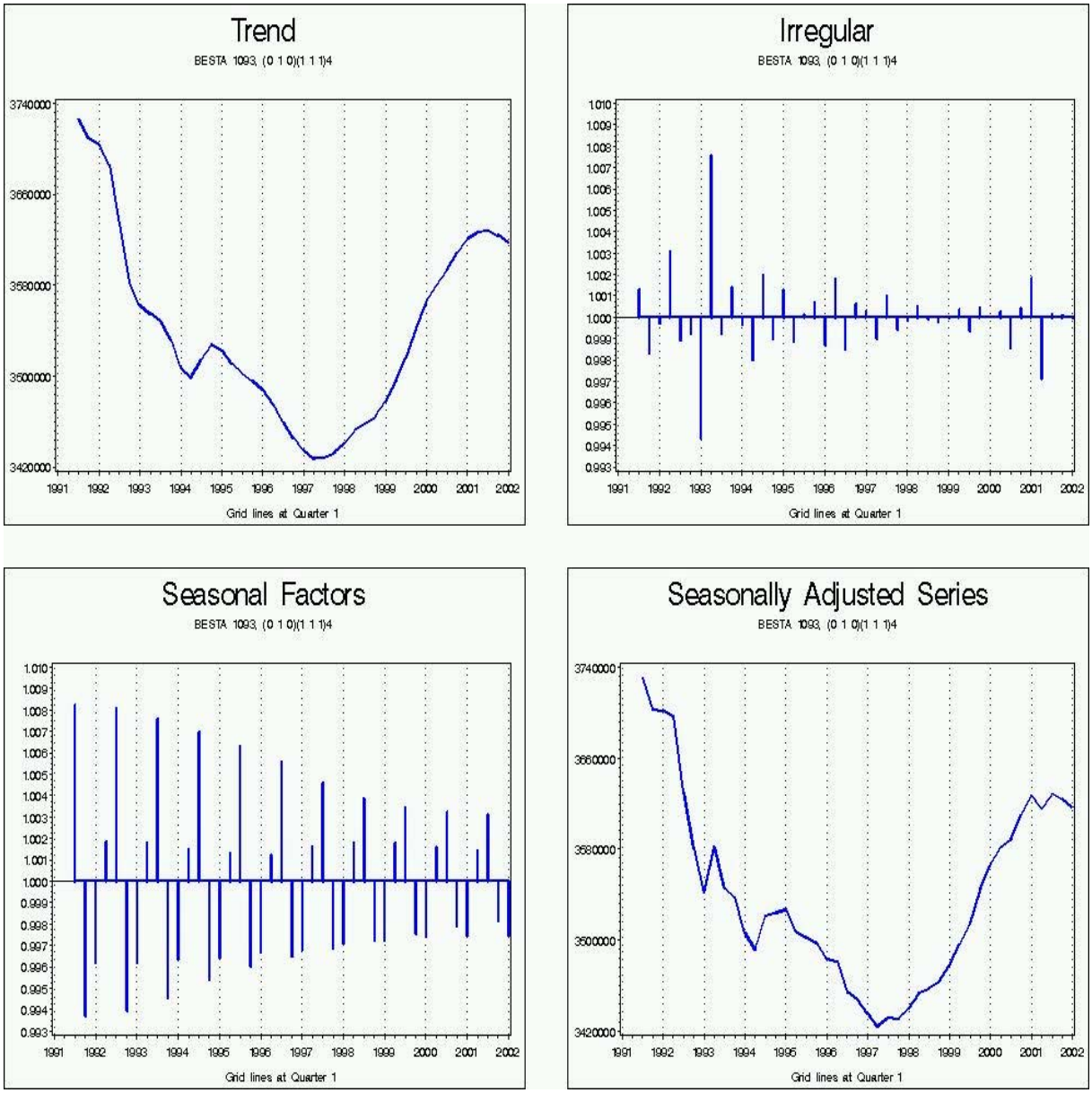


FIG. 5: Modèle (0 1 0)(1 1 1)4 pour la série 10-93

```
OUTPUT FILE h:\automdl\file1093.txt
page 1
     Series Title- BESTA 1093, (1 1 0)(1 1 1)4
     Series Name- B1093
        -Period covered-  3rd quarter,1991 to  1st quarter,2002
 Transformation
  Log(y)
 Regression Model
 ----------------------------------------------------------------
                             Parameter        Standard
 Variable                     Estimate           Error      t-value
 ----------------------------------------------------------------
 Automatically Identified Outliers
   LS1993.2                     0.0174         0.00382         4.54
   LS1994.3                     0.0156         0.00366         4.26
 ----------------------------------------------------------------
 ARIMA Model:  (1 1 0)(1 1 1)4
   Seasonal differences:    1
                                          Standard
 Parameter                   Estimate          Errors
 ---------------------------------------------------
 Nonseasonal AR
   Lag  1                     0.4384         0.15942

 Seasonal AR
   Lag  4                    -0.2346         0.21014

 Seasonal MA
   Lag  4                     0.2069         0.25861

 Variance                   0.22654E-04
 ---------------------------------------------------
 Likelihood Statistics
 ----------------------------------------------------------------
 Effective number of observations (nefobs)                    38
 Number of parameters estimated (np)                           6
 Log likelihood                                          148.8078
 Transformation Adjustment                              -572.7966
 Adjusted Log likelihood (L)                            -423.9888
 AIC                                                     859.9777
 AICC (F-corrected-AIC)                                  862.6874
 Hannan Quinn                                            863.4735
 BIC                                                     869.8032
 ----------------------------------------------------------------
 DIAGNOSTIC CHECKING
  Sample Autocorrelations of the Residuals
  Lag      1     2     3     4
  ACF  -0.13  0.10  0.19 -0.23
  SE    0.16  0.16  0.17  0.17
  Q     0.65  1.07  2.62  5.04
  DF       0     0     0     1
  P    0.000 0.000 0.000 0.025

  Lag      5     6     7     8
  ACF   0.09 -0.20  0.11  0.06
  SE    0.18  0.18  0.19  0.19
  Q     5.41  7.37  7.94  8.12
  DF       2     3     4     5
  P    0.067 0.061 0.094 0.150

  Lag      9    10    11    12
  ACF  -0.19 -0.01  0.06 -0.11
  SE    0.19  0.19  0.19  0.19
  Q     9.93  9.94 10.16 10.82
  DF       6     7     8     9
  P    0.128 0.192 0.254 0.288
  Sample Partial Autocorrelations of the Residuals
  Lag      1     2     3     4
  PACF -0.13  0.08  0.22 -0.21
  SE    0.16  0.16  0.16  0.16

  Lag      5     6     7     8
  PACF  0.00 -0.20  0.17  0.07
  SE    0.16  0.16  0.16  0.16

  Lag      9    10    11    12
  PACF -0.13 -0.23  0.16 -0.01
  SE    0.16  0.16  0.16  0.16
Total (average absolute percent revisions of the seasonal):            0.06
```

2 valeurs aberrantes

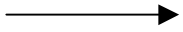
Log for X-12-ARIMA (version 0.2.10) seasonal adjustment program

-

Type of Adjust.	Series Ident.	Additional Identifiers	Series title
Q-MLT	B1093	-------- --------	BESTA 1093, (1 1 0)(1 1 1)4

Summary of Significant Ljung-Box Q:

Lag	Q	DF	P
4	5.037	1	0.025



Stat. Ljung-Box significative

```
  Geary's a statistic:    0.8236
 Moving seasonality ratio     :       2.336
 I/C Ratio                    :       0.144
 Stable Seasonal F, B1 table  :      27.816
 Stable Seasonal F, D8 table  :      44.836
 Moving Seasonal F, D8 table  :       8.434
 Identifiable seasonality     : yes
   M01 :      0.153
   M02 :      0.008
   M03 :      0.000
   M04 :      0.526
   M05 :      0.200
   M06 :      0.666
   M07 :      0.600
   M08 :      0.905
   M09 :      0.899
   M10 :      0.927
   M11 :      0.927
   Q   :      0.432
   Q2  :      0.491
 Seasonal Spectral Peaks : none
       TD Spectral Peaks : none
AveAbsRev of Seasonal Adj. :              0.061
AveAbsRev of Changes in Adj. :            0.080
AveAbsRev of Trend :                      0.090
AveAbsRev of Changes in Trend :           0.098
AveAbsRev of Seasonal :                   0.061
AveAbsRev of Projected Seasonal :         0.071
```

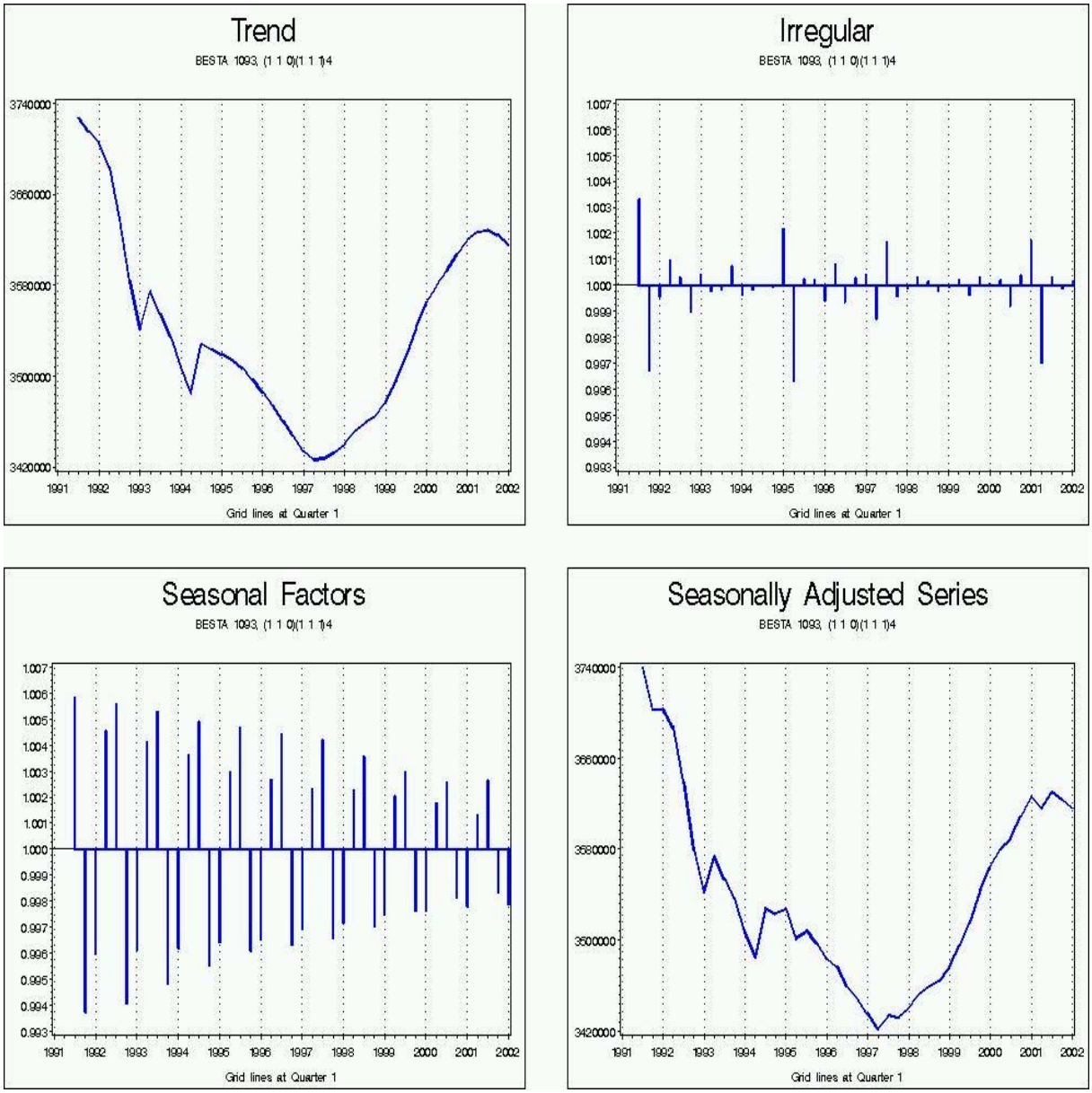


FIG. 6: Modèle (1 1 0)(1 1 1)4 pour la série 10-93

```
OUTPUT FILE h:\arima1\file1093.txt

page 1
     Series Title- BESTA 1093 (0 1 0)(1 1 1)4
     Series Name- B1093
        -Period covered-  3rd quarter,1991 to  3rd quarter,2002
        -Type of run - multiplicative seasonal adjustment

        -Sigma limits for graduating extreme values are 1.5 and 2.5 .
        -3x3 moving average used in section 1 of each iteration,
         3x5 moving average in section 2 of iterations B and C,
         moving average for final seasonal factors chosen by Global MSR.
 Transformation
  Log(y)
  No AO or LS outliers identified
 ARIMA Model:  (0 1 0)(1 1 1)
   Seasonal differences:    1
                                          Standard
 Parameter                  Estimate        Errors
 ---------------------------------------------------
 Seasonal AR
   Lag  4                    0.3441        0.18762

 Seasonal MA
   Lag  4                    0.6944        0.12620

 Variance                   0.40968E-04
 ---------------------------------------------------

 Likelihood Statistics
 ---------------------------------------------------------------------
 Effective number of observations (nefobs)                        40
 Number of parameters estimated (np)                               3
 Log likelihood                                            144.8210
 Transformation Adjustment                                -603.0014
 Adjusted Log likelihood (L)                              -458.1804
 AIC                                                       922.3608
 AICC (F-corrected-AIC)                                    923.0275
 Hannan Quinn                                              924.1928
 BIC                                                       927.4275
 ---------------------------------------------------------------------

 DIAGNOSTIC CHECKING
  Sample Autocorrelations of the Residuals

  Lag      1     2     3     4
  ACF  -0.01 -0.01  0.06 -0.11
  SE    0.16  0.16  0.16  0.16
  Q     0.01  0.01  0.20  0.80
  DF       0     0     1     2
  P    0.000 0.000 0.656 0.669

  Lag      5     6     7     8
  ACF   0.31 -0.11 -0.04 -0.20
  SE    0.16  0.17  0.18  0.18
  Q     5.32  5.92  6.01  8.20
  DF       3     4     5     6
  P    0.150 0.205 0.305 0.224

  Lag      9    10    11    12
  ACF  -0.18 -0.03 -0.10  0.09
  SE    0.18  0.19  0.19  0.19
  Q     9.89  9.93 10.54 11.02
  DF       7     8     9    10
  P    0.195 0.270 0.308 0.356

  Sample Partial Autocorrelations of the Residuals
  Lag      1     2     3     4
  PACF -0.01 -0.01  0.06 -0.11
  SE    0.16  0.16  0.16  0.16

  Lag      5     6     7     8
  PACF  0.31 -0.14  0.00 -0.30
  SE    0.16  0.16  0.16  0.16

  Lag      9    10    11    12
  PACF -0.07 -0.21  0.02  0.04
  SE    0.16  0.16  0.16  0.16
Total (average absolute percent revisions of the seasonal):            0.07
```

Log for X-12-ARIMA (version 0.2.10) seasonal adjustment program
-

Type of Adjust.	Series Ident.	Additional Identifiers	Series title
Q-MLT	B1093	-------- --------	BESTA 1093 (0 1 0)(1 1 1)4

No significant Ljung-Box Qs

Geary's a statistic: 0.8027
Moving seasonality ratio : 3.426
I/C Ratio : 0.370
Stable Seasonal F, B1 table : 17.047
Stable Seasonal F, D8 table : 32.770
Moving Seasonal F, D8 table : 5.172
Identifiable seasonality : yes
M01 : 0.651
M02 : 0.021
M03 : 0.055
M04 : 0.887
M05 : 0.200
M06 : 0.230
M07 : 0.586
M08 : 0.894
M09 : 0.803
M10 : 0.886
M11 : 0.845
Q : 0.482
Q2 : 0.539
Seasonal Spectral Peaks : none
TD Spectral Peaks : none
AveAbsRev of Seasonal Adj. : 0.075
AveAbsRev of Changes in Adj. : 0.095
AveAbsRev of Trend : 0.097
AveAbsRev of Changes in Trend : 0.102
AveAbsRev of Seasonal : 0.075
AveAbsRev of Projected Seasonal: 0.084

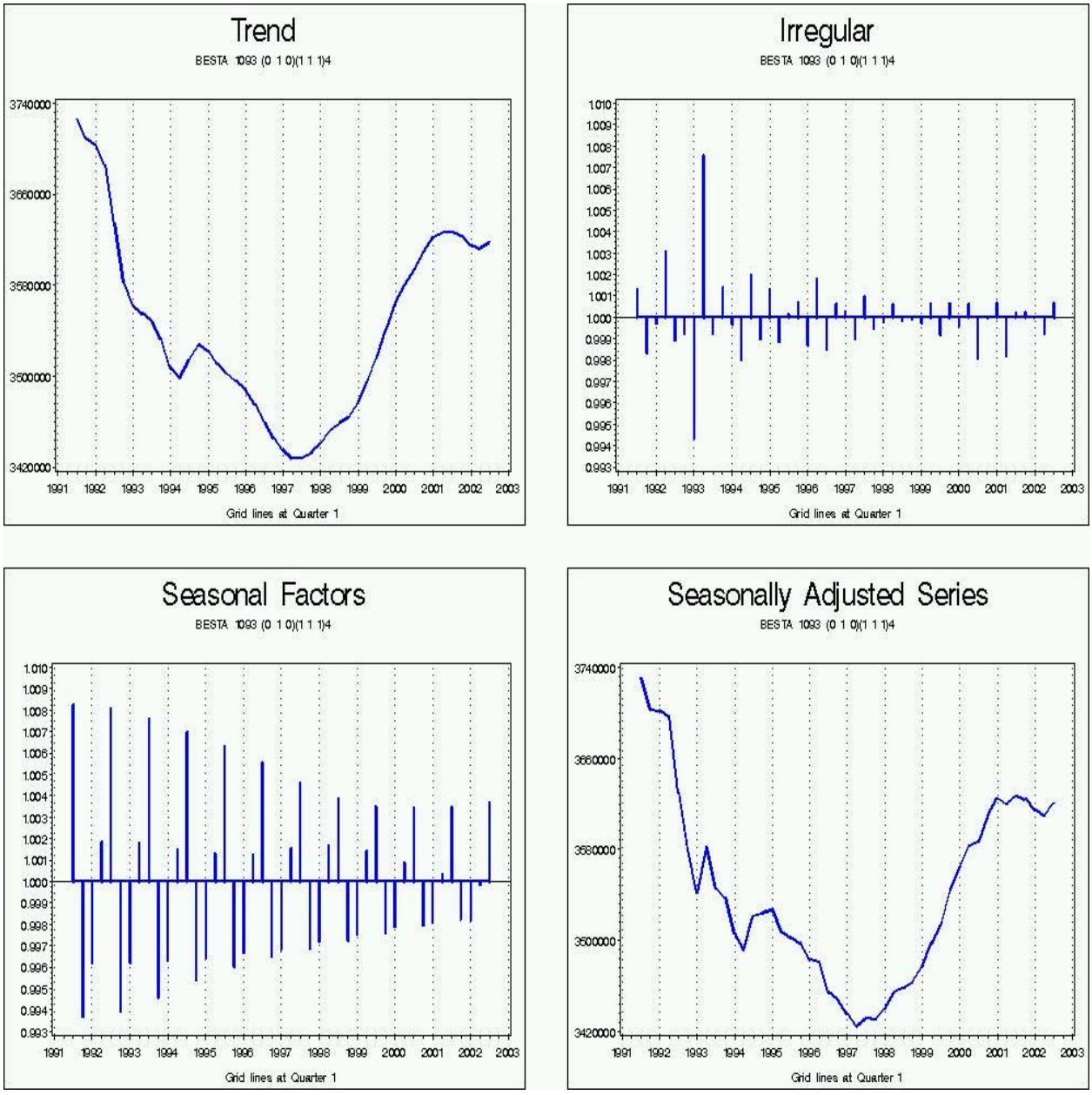


FIG. 7: Modèle (0 1 0)(1 1 1)4 pour la série 10-93
pour la période 3Q91-3Q02

Annexe 4 -Séries désaisonnalisées

Série	1991-3	1991-4	1992-1	1992-2	1992-3	1992-4	1993-1	1993-2	1993-3	1993-4	1994-1	1994-2	1994-3	1994-4	1995-1	1995-2
SA1093	3 730.2	3 703.1	3 702.5	3 696.9	3 629.9	3 579.8	3 541.9	3 581.9	3 545.5	3 537.2	3 505.9	3 492.0	3 520.9	3 524.0	3 527.2	3 507.1
SA1045	1 262.6	1 226.1	1 236.0	1 220.3	1 194.9	1 165.7	1 153.6	1 151.4	1 138.7	1 129.5	1 115.0	1 106.4	1 111.9	1 112.7	1 107.0	1 097.3
SA1014	7.1	7.0	6.9	6.8	6.7	6.6	6.4	6.4	6.2	6.2	6.2	6.1	6.1	6.1	6.1	6.0
SA1537	862.8	854.2	846.7	833.3	812.9	794.1	791.5	789.5	777.6	766.5	751.7	744.4	746.7	746.8	742.4	738.7
SA15	71.2	70.0	70.1	69.2	67.9	67.1	66.2	66.7	65.7	65.3	64.2	63.9	64.4	63.9	63.9	63.0
SA18	16.1	15.9	15.7	15.2	14.2	13.7	13.4	13.1	13.1	13.0	12.7	12.4	12.5	12.3	11.8	11.6
SA20	51.4	50.6	50.8	50.3	46.6	45.5	44.9	44.8	44.7	44.5	44.0	43.5	43.4	43.9	43.3	43.1
SA24	78.6	78.0	77.1	76.2	75.2	74.2	74.0	74.2	72.6	71.8	70.7	69.8	68.8	68.0	67.4	66.5
SA26	26.0	25.3	25.1	24.7	24.3	23.8	23.1	23.0	22.3	22.5	22.3	22.0	21.9	21.6	21.8	21.5
SA28	90.0	90.2	90.2	89.6	88.6	87.8	86.7	87.7	87.7	87.7	86.8	85.5	87.6	88.5	89.0	89.6
SA30	4.3	4.3	4.2	4.1	4.1	3.9	3.9	3.9	3.8	3.7	3.6	3.6	3.5	3.6	3.6	3.6
SA33	75.9	75.4	74.7	73.7	71.9	70.6	70.5	70.4	68.9	68.5	66.8	66.2	66.8	66.5	66.0	65.6
SA34	3.7	3.8	3.8	3.8	3.9	3.8	4.0	4.0	4.1	4.0	4.0	4.1	4.2	4.3	4.4	4.5
SA3637	41.4	41.1	40.8	40.4	37.7	37.0	36.2	36.3	35.9	35.4	34.6	34.3	34.4	34.4	33.7	33.4
SA45	365.9	334.7	356.8	355.2	348.3	336.8	330.2	330.7	328.7	329.9	331.6	330.1	333.1	333.8	332.8	326.3
SA51	205.1	206.4	203.1	200.7	201.0	204.3	200.2	202.7	199.9	192.9	188.9	192.7	192.9	188.9	188.9	186.9
SA55	241.6	237.7	235.7	234.5	237.0	228.4	224.9	227.9	221.3	220.7	222.5	222.4	223.2	223.4	236.1	232.9
SA60	108.8	105.7	105.9	106.6	106.4	104.8	102.4	100.8	100.7	100.1	98.2	95.1	95.5	94.2	96.2	95.4
SA61	2.7	2.7	2.6	2.6	2.6	2.6	2.6	2.5	2.6	2.5	2.6	2.6	2.6	2.7	2.6	2.6
SA70	18.7	18.6	18.2	18.0	17.3	16.5	16.0	17.4	17.5	17.0	16.9	16.5	16.2	16.3	16.5	16.9
SA71	3.1	3.2	3.2	3.3	3.1	3.1	3.1	3.3	3.2	3.4	3.4	3.5	3.5	3.6	3.5	3.6
SA73	12.4	12.5	12.4	12.0	11.3	10.9	10.6	10.6	10.7	10.7	10.1	10.2	10.1	10.0	9.8	9.8

Série	1995-3	1995-4	1996-1	1996-2	1996-3	1996-4	1997-1	1997-2	1997-3	1997-4	1998-1	1998-2	1998-3	1998-4	1999-1
SA1093	3 502.4	3 497.7	3 483.0	3 481.3	3 454.3	3 447.4	3 435.7	3 424.3	3 431.8	3 430.8	3 440.0	3 454.3	3 458.1	3 463.8	3 476.9
SA1045	1 096.1	1 089.9	1 077.8	1 063.9	1 050.8	1 040.8	1 032.8	1 026.7	1 018.1	1 013.9	1 014.7	1 014.2	1 011.6	1 008.1	1 005.6
SA1014	6.0	5.9	5.7	5.6	5.5	5.3	5.2	5.2	5.2	5.3	5.3	5.2	5.2	5.2	5.1
SA1537	736.7	734.0	731.2	722.9	714.1	707.4	705.0	703.2	700.6	694.8	697.5	697.9	696.5	695.1	693.2
SA15	63.0	63.0	62.7	62.1	61.5	61.5	61.7	61.5	61.6	59.9	60.5	61.5	61.6	61.2	61.4
SA18	11.5	11.4	11.2	10.9	10.7	10.6	10.7	10.6	10.1	9.4	9.0	8.8	8.8	8.6	8.4
SA20	43.0	42.6	42.2	41.0	39.9	39.4	39.1	39.3	38.7	38.6	38.4	38.2	37.9	38.7	37.3
SA24	66.8	66.0	65.5	63.6	63.3	62.9	62.0	61.3	62.0	62.6	61.2	61.5	61.5	60.7	61.2
SA26	21.4	21.1	21.0	21.0	20.8	20.7	20.3	20.5	20.3	20.5	19.9	19.8	19.7	19.4	19.6
SA28	90.3	89.5	89.3	88.4	86.4	84.7	84.9	84.9	83.3	82.1	82.7	81.8	82.7	83.6	83.8
SA30	3.6	3.6	3.6	3.5	3.4	3.4	3.4	3.4	3.5	3.3	3.4	3.3	3.2	3.2	2.9
SA33	65.1	65.9	66.1	65.3	65.9	65.4	65.7	66.4	65.9	67.4	68.3	69.0	69.8	69.4	70.6
SA34	4.6	4.7	4.7	4.7	4.6	4.5	4.5	4.5	4.6	4.6	4.6	4.5	4.5	4.5	4.4
SA3637	33.5	31.2	31.4	30.9	30.7	30.7	30.8	30.8	30.0	29.9	29.8	30.2	30.3	30.3	30.3
SA45	327.7	324.2	315.9	310.2	305.9	302.5	298.3	293.8	287.9	288.4	287.2	286.1	285.6	282.7	283.6
SA51	186.8	183.9	189.6	186.5	186.3	187.7	186.4	184.0	187.7	188.5	188.9	189.3	189.8	191.7	192.3
SA55	228.0	230.0	225.2	229.9	224.8	218.2	216.0	215.7	219.2	220.8	220.9	224.0	224.8	226.6	226.1
SA60	93.4	92.9	92.7	91.6	89.5	89.7	89.6	89.2	88.2	88.1	88.2	89.4	88.9	88.4	88.4
SA61	2.6	2.6	2.6	2.5	2.4	2.6	2.6	2.5	2.5	2.3	2.3	2.3	2.2	2.2	2.2
SA70	17.2	17.2	17.1	16.8	16.9	17.0	17.0	17.1	17.3	17.8	18.0	18.2	18.4	18.9	19.6
SA71	3.7	3.6	3.6	3.5	3.6	3.5	3.6	3.6	3.6	3.5	3.7	3.6	3.6	3.7	3.8
SA73	9.9	10.0	10.1	10.1	10.2	10.4	10.6	10.7	10.9	11.1	11.3	11.3	11.3	11.5	11.4

Série	1999-2	1999-3	1999-4	2000-1	2000-2	2000-3	2000-4	2001-1	2001-2	2001-3	2001-4	2002-1	2002-2	2002-3
SA1093	3 497.9	3 514.5	3 544.0	3 564.1	3 583.5	3 587.3	3 609.7	3 624.9	3 619.8	3 627.0	3 624.2	3 615.0	3 609.8	3 620.4
SA1045	1 009.5	1 008.5	1 016.4	1 020.8	1 021.5	1 025.8	1 029.2	1 031.3	1 030.6	1 028.3	1 022.7	1 014.7	1 007.9	1 000.5
SA1014	5.1	5.0	5.0	5.1	5.1	5.1	5.1	5.0	5.1	5.1	5.1	5.1	5.1	5.1
SA1537	691.5	690.5	693.5	694.3	697.2	701.1	703.5	706.9	706.0	706.8	704.5	696.2	691.6	685.5
SA15	60.9	61.0	62.1	62.2	63.1	62.5	63.5	61.4	61.1	61.3	61.3	63.3	62.6	63.1
SA18	8.0	7.7	7.7	7.7	7.6	7.5	7.5	7.4	7.2	7.2	6.9	6.9	6.6	6.4
SA20	37.2	37.4	37.6	37.5	37.5	37.4	37.2	37.1	36.6	36.4	36.5	36.5	36.4	36.2
SA24	62.1	61.7	61.8	62.1	62.2	62.4	63.3	65.1	65.0	65.4	66.1	65.8	66.9	67.5
SA26	19.7	19.3	19.4	19.4	19.4	19.5	19.4	19.6	19.5	19.4	19.4	18.9	18.3	18.6
SA28	83.8	83.7	83.4	83.8	84.6	84.6	86.3	87.2	87.0	87.8	86.5	83.9	83.6	82.6
SA30	2.8	2.9	3.0	3.1	3.2	3.1	2.9	2.9	2.8	2.8	3.0	3.5	3.3	3.1
SA33	69.0	69.5	69.6	69.6	70.2	72.6	71.6	73.0	74.0	74.5	75.3	75.2	75.1	74.6
SA34	4.4	4.4	4.6	4.5	4.5	4.5	4.5	4.6	4.7	4.6	5.3	4.6	4.6	4.5
SA3637	30.2	30.3	30.2	30.3	30.1	29.9	30.3	30.2	30.4	30.1	29.9	29.6	29.2	28.9
SA45	286.6	287.6	293.3	298.0	294.3	296.5	297.6	296.6	296.0	294.6	291.8	290.6	288.8	288.8
SA51	192.7	192.7	196.5	195.6	197.9	199.2	202.3	204.7	207.1	206.8	206.2	208.2	205.7	208.1
SA55	225.3	226.7	229.1	226.9	231.0	223.3	225.2	226.2	223.0	223.9	224.6	225.7	223.1	223.5
SA60	88.8	89.6	89.4	90.0	89.9	90.9	90.6	91.9	90.2	90.1	91.2	88.4	89.5	90.4
SA61	2.2	2.2	2.2	2.2	2.2	2.3	2.2	2.1	2.3	2.3	2.3	2.4	2.4	2.4
SA70	19.5	19.8	19.9	19.5	19.7	19.8	19.9	20.2	20.4	20.4	20.5	20.6	20.8	21.0
SA71	3.7	3.7	3.7	3.8	3.8	3.7	3.9	3.8	3.9	4.0	3.9	3.9	4.0	4.0
SA73	11.7	11.9	12.1	12.3	12.5	13.0	13.3	13.4	13.5	13.8	13.8	13.9	14.2	13.9

Références

[1] U.S. Census Bureau (2002). *X12-ARIMA Reference Manual (Version 0.2.8).* http ://www.census.gov/srd/www/x12a/x12down_pc.html

[2] Ladiray, D. & Quenville, B. (1999). *Comprendre la méthode X11.* http ://www.census.gov/pub/ts/papers/x11doc.pdf

[3] Graf, M. Désaisonnalisation. Aspects méthodologiques et application à la statistique de l'emploi. *Rapport de méthodes*, OFS 2001, 74 pp.

[4] Saucy, F. Statistique de l'emploi, désaisonnalisation des données. Note. *Population et emploi, OFS* 2000, 5 pp.

[5] Seasonal adjustment in Statistics New Zealand.
http ://www.stats.govt.nz/domino/external/web/aboutsnz.nsf/htmldocs/
Welcome+to+Seasonal+adjustment+in+Statistics+New+Zealand.

[6] Box, G.E., Jenkins, G.M., and Reinsel, G.C. (1994). Time Series Analysis, Forecasting and Control. Third Edition. Holden-Day : San Francisco.

[7] Salamin, P.-A. Evaluation de la Statistique de l'emploi. *Rapport de méthodes*, OFS 1997, 66 pp.

Methodenberichte des Dienstes Statistische Methoden des BFS
Rapports de méthodes du Service de méthodes statistiques de l'OFS
Methodological reports of the Statistical Methods Unit of SFSO

Graf, M., Matei, A. (2003). Stratégie de choix des modèles de désaisonnalisation. Application aux séries de l'emploi total. Numéro de commande : 338-0015

Potterat, J., Salamin, P.A. (2002). Betriebszählung 2001. Methoden für die Datenbereinigung. Bestellnummer: 338-0014

Renaud, A (2002). Programme international pour le suivi des acquis des élèves (PISA). Plans d'échantillonnage pour PISA 2000 en Suisse. Numéro de commande: 338-0013

Renfer, J.-P. (2002). Enquête 2001 sur les coûts et l'utilité de la formation des apprentis du point de vue des établissements. Plan d'échantillonnage. Numéro de commande: 338-0012

Potterat, J., Salamin, P.A. (2002). Betriebszählung 2001. Stichprobenplan und Schätzverfahren für die provisorischen Ergebnisse. Bestellnummer: 338-0011

Graf, M. (2002). Enquête suisse sur la structure des salaires 2000. Plan d'échantillonnage, pondération et méthode d'estimation pour le secteur privé. Numéro de commande: 338-0010

Renaud, A., Eichenberger P. (2002). Estimation de la couverture du recensement de la population de l'an 2000. Procédure d'enquête et plan d'échantillonnage de l'enquête de couverture. Numéro de commande: 338-0009

Kilchmann, D., Hulliger, B. (2002). Stichprobenplan für die Obstbaumzählung 2001. Bestellnummer: 338-0008

Graf, M. (2002). Passage du concept établissement au concept entreprise. Numéro de commande: 338-0007

Salamin, P.A. (2001). La technique de la double enquête pour la statistique du transport routier de marchandise. Numéro de commande: 338-0006

Peters, R., Renfer, J.-P. et Hulliger, B. (2001). Statistique de la valeur ajoutée 1997-1998. Procédure d'extrapolation des données. Numéro de commande: 338-0005

Potterat, J., Hulliger, B. (2001). Schätzung der Sägereiproduktion mit der Sägerei-Erhebung PAUL. Bestellnummer: 338-0004

Graf, M. (2001). Désaisonnalisation. Aspects méthodologiques et application à la statistique de l'emploi. Numéro de commande: 338-0003

Hüsler, J., Müller, S. (2001). Schlussbericht Betriebszählung 1995 (BZ 95), Mehrfach imputierte Umsatzzahlen. Bestellnummer: 338-0002

Renaud, A. (2001). Statistique suisse des bénéficiaires de l'aide sociale. Plan d'échantillonnage des communes. Numéro de commande: 338-0001

Hulliger, B., Eichenberger, P. (2000). Stichprobenregister für Haushalterhebungen: Umstellung auf Telefonnummern ohne Namen und Adressen, Abläufe für Erstellung und Stichprobenziehung. Bestellnummer: 338-0000

de Rossi, F.-X. (1998). Méthodes statistiques pour le compte routier suisse.

Hulliger, B., Kassab, M. (1998). Evaluation of Estimation Methods for the Survey on Environment Protection Expenditures of Swiss Communes.

Salamin, P.A. (1998). Etablissement d'une clef de passage pondérée entre l'ancienne (NGAE 85) et la nouvelle nomenclature (NOGA 95) générale des activités économiques.

Peters, R. (1998). Extrapolation des données de l'enquête de structure sur les loyers.

Bender, A., Hulliger, B. (1997). Enquête suisse sur la population active: rapport de pondération pour 1996.

Salamin, P.A. (1997). Evaluation de la Statistique de l'emploi.

Peters, R. (1997). Etablissement du plan d'échantillonnage pour l'enquête 1996 sur la recherche et le développement dans l'économie privée en Suisse.

Peters, R. (1997). Enquête 1996 sur la structure des salaires en Suisse: établissement du plan d'échantillonnage.

Peters, R. (1996). Pondération des données de l'enquête sur la famille en Suisse.

Comment, T., Hulliger, B., Ries, A. (1996). Gewichtungsverfahren für die Schweizerische Arbeitskräfteerhebung (1991-1995).

Hulliger, B. (1996). Haushalterhebung Familie 1994: Stichprobenplan, Stichprobenziehung und Reservestichproben.

Peters, R., Hulliger, B. (1996). Schätzverfahren für die Lohnstruktur-Erhebung 1994 / Procédure d'estimation pour l'enquête de 1994 sur la structure des salaires.

Peters, R. (1996). Schéma de pondération des indices PAUL.

Hulliger, B., Peters, R. (1996). Enquête sur le comportement de la population suisse en matière de transport en 1994: plan d'échantillonnage et pondération.

Hulliger, B. (1996). Gütertransportstatistik 1993: Schätzverfahren mit Kompensation der Antwortausfälle.

Salamin, P.A. (1995). Estimation des flux pour le module II des comptes globaux du marché de travail.

Peters, R. (1995). Enquête de structure sur les loyers: établissement d'un plan d'échantillonnage stratifié.

Hulliger, B. (1995). Konjunkturelle Mietpreiserhebung: Stichprobenplan und Schätzverfahren.

Schwendener, P. (1995). Verbrauchserhebung 1990 - Vertrauensintervalle.

Peters, R., Hulliger, B. (1994). La technique de pondération des données: application à l'enquête suisse sur la santé.

Hulliger, B., Peters, R. (1994). Enquête sur la structure des salaires en Suisse: stratégie d'échantillonnage pour le secteur privé.

Publikationsprogramm BFS

Das Bundesamt für Statistik (BFS) hat – als zentrale Statistikstelle des Bundes – die Aufgabe, statistische Informationen breiten Benutzerkreisen zur Verfügung zu stellen.

Die Verbreitung der statistischen Information geschieht gegliedert nach Fachbereichen (vgl. Umschlagseite 2) und mit verschiedenen Mitteln

Programme des publications de l'OFS

En sa qualité de service central de statistique de la Confédération, l'Office fédéral de la statistique (OFS) a pour tâche de rendre les informations statistiques accessibles à un large public.

L'information statistique est diffusée par domaine (cf. verso de la première page de couverture); elle emprunte diverses voies:

Diffusionsmittel	*Kontakt* *N° à composer*	*Moyen de diffusion*
Individuelle Auskünfte	032 713 60 11 info@bfs.admin.ch	Service de renseignements individuels
Das BFS im Internet	www.statistik.admin.ch	L'OFS sur Internet
Medienmitteilungen zur raschen Information der Öffentlichkeit über die neusten Ergebnisse	www.news-stat.admin.ch	Communiqués de presse: information rapide concernant les résultats les plus récents
Publikationen zur vertieften Information (zum Teil auch als Diskette/CD-Rom)	032 713 60 60 order@bfs.admin.ch	Publications: information approfondie (certaines sont disponibles sur disquette/CD-Rom)
Online-Datenbank	032 713 60 86 www.statweb.admin.ch	Banque de données (accessible en ligne)

Nähere Angaben zu den verschiedenen Diffusionsmitteln liefert das laufend nachgeführte Publikationsverzeichnis im Internet unter der Adresse www.statistik.admin.ch>>News>>Neuerscheinungen.

La Liste des publications mise à jour régulièrement, donne davantage de détails sur les divers moyens de diffusion. Elle se trouve sur Internet à l'adresse www.statistique.admin.ch >>Actualités>>Nouvelles publications.

Methodenberichte des Dienstes Statistische Methoden
Rapports de méthodes du Service de méthodes statistiques
Methodological reports of the Statistical Methods Unit

Die Methodenberichte beschreiben die mathematischen und statistischen Methoden, die den Resultaten und Analysen der öffentlichen Statistik zu Grunde liegen. Sie enthalten ausserdem die Evaluation und Entwicklung von neuen Methoden im Hinblick auf eine zukünftige Anwendung. Diese Publikationen sollen einerseits die verwendeten Methoden dokumentieren, um Transparenz und Wissenschaftlichkeit sicher zu stellen, und sie sollen andererseits die Zusammenarbeit mit den Hochschulen und der Wissenschaft fördern.

Zur Illustration der beschriebenen mathematischen Konzepte, werden im Bericht numerische Resultate aufgeführt. Diese sind allerdings nicht als offizielle Resultate der betreffenden Erhebungen zu verstehen. Ebenfalls können die tatsächlich angewendeten Methoden leicht von den hier beschriebenen abweichen.

Les rapports de méthodes décrivent les méthodes mathématiques et statistiques à la base des résultats et des analyses de la statistique publique. Ils présentent également l'évaluation et le développement de nouvelles méthodes en vue d'une application future. Ces publications visent d'une part à documenter les méthodes utilisées ou envisagées dans un souci de transparence et de rigueur scientifique, et d'autre part à favoriser la collaboration avec le monde scientifique et universitaire.

Les résultats numériques présentés dans les rapports de méthodes illustrent les concepts mathématiques décrits, mais ne sont pas des résultats officiels des enquêtes concernées. De même, les méthodes réellement appliquées peuvent différer légèrement de celles décrites dans ces rapports.

Les séries chronologiques de la statistique BESTA sont des séries trimestrielles. On a choisi de désaisonnaliser ces séries en utilisant le programme X12-ARIMA. Le présent rapport décrit la méthode utilisée et les modèles Arima choisis pour chaque série déclarée saisonnière, ainsi que des informations utiles sur l'utilisation du programme X12-ARIMA.

N° de commande: 338-0015
Commandes: 032 713 60 60 Fax: 032 713 60 61 E-Mail: order@bfs.admin.ch
Prix: gratuit
ISBN 3-303-00259-2